

## CANADIAN THESES ON MICROFICHE

## THÈSES CANADIENNES SUR MICROFICHE



National Library of Canada  
Collections Development Branch

Canadian Theses on  
Microfiche Service

Ottawa, Canada  
K1A 0N4

Bibliothèque nationale du Canada  
Direction du développement des collections

Service des thèses canadiennes  
sur microfiche

### NOTICE

The quality of this microfiche is heavily dependent upon the quality of the original thesis submitted for microfilming. Every effort has been made to ensure the highest quality of reproduction possible.

If pages are missing, contact the university which granted the degree.

Some pages may have indistinct print especially if the original pages were typed with a poor typewriter ribbon or if the university sent us an inferior photocopy.

Previously copyrighted materials (journal articles, published tests, etc.) are not filmed.

Reproduction in full or in part of this film is governed by the Canadian Copyright Act, R.S.C. 1970, c. C-30. Please read the authorization forms which accompany this thesis.

### AVIS

La qualité de cette microfiche dépend grandement de la qualité de la thèse soumise au microfilmage. Nous avons tout fait pour assurer une qualité supérieure de reproduction.

S'il manque des pages, veuillez communiquer avec l'université qui a conféré le grade.

La qualité d'impression de certaines pages peut laisser à désirer, surtout si les pages originales ont été dactylographiées à l'aide d'un ruban usé ou si l'université nous a fait parvenir une photocopie de qualité inférieure.

Les documents qui font déjà l'objet d'un droit d'auteur (articles de revue, examens publiés, etc.) ne sont pas microfilmés.

La reproduction, même partielle, de ce microfilm est soumise à la Loi canadienne sur le droit d'auteur, SRC 1970, c. C-30. Veuillez prendre connaissance des formules d'autorisation qui accompagnent cette thèse.

**THIS DISSERTATION  
HAS BEEN MICROFILMED  
EXACTLY AS RECEIVED**

**LA THÈSE A ÉTÉ  
MICROFILMÉE TELLE QUE  
NOUS L'AVONS REÇUE**

**Canada**

La pertinence des éléments  
socio-psychologiques dans la théorie  
de l'offre du travail: Une étude  
empirique sur les femmes mariées  
Québécoises

Tahar Mansour

Une thèse au département  
d'économie

Présentée comme prérequis partiel pour  
l'obtention d'une Philosophia Doctor  
à l'Université Concordia  
Montréal, Québec  
CANADA

Septembre 1985

© Tahar Mansour, 1985

## ABSTRACT

II.

The importance of socio-psychological elements in a female  
labor supply framework: An empirical analysis  
in the case of Quebec married women.

Tahar MANSOUR

Concordia University, 1984

Recent female labour supply studies have focused mainly on the economic determinants of supply and demand of labor. The results of such studies differed slightly but in general the economic theory was verified. A breakthrough, in this area, came about when Groneau (1974 and Heckman (1974-1980) developed the selectivity bias which was hidden in the literature. Again, corrected for this bias, the different models established the soundness of the classical, supply-demand, theoretical model.

More recently, Hanoch (1980), Bergman (1981) and Neimi (1981) extended the received literature a step further, while Hanoch distinguished, in her studies, between leisure during workweeks and leisure during non-work-weeks, Neimi concentrated on the influence of inflation on female labour force participation. As for B. Bergman, she was mainly concerned with the risks associated with marriage. Her findings associated the rise in female labour supply with the housewife's risks. In our view, these studies do not go far enough in the

### III.

analysis of the psycho-sociological aspects of the increase of female labor force participation. Indeed, one could be tempted to ask how would the market behaviour of, say, married women change if one granted them the same advantages as men have? Such advantages could be, among others, maternity leave, union status, self satisfaction from work etc... That is precisely the question answered in this essay. Our results indicate that the Quebec married women respond positively and significantly for these advantages both on the probability of participation side and on the supply side. We also find that these neglected elements (which, incidentally, result in a specification error) were significant on the demand side. Finally we verified that the "Quebecoises" react to, and perceive adequately, income tax.

Our findings strengthened our apprehensions that the selectivity bias, although still present and important, was over-estimated in previous studies.

## REMERCIEMENTS

Avant d'écrire la version finale de cette étude, j'en ai beaucoup discuté avec le professeur Rodrigue Tremblay de l'Université de Montréal. Le professeur Marcel Dagenais, aussi de l'Université de Montréal, m'a éclairé sur quelques points techniques concernant le modèle Probit. Les membres du département d'économie de l'Université du Québec à Trois-Rivières, ainsi que quelques assistants au 25ème Congrès de l'ACFAS, ont soulevé des questions intéressantes. Je m'en voudrais aussi d'oublier la patience et le travail habile de mes secrétaires, Mme Claire Desjardins-Robert et Marie-France Doucet.

Finalement, lors de la défense, le professeur Bernard Fortin de l'Université Laval et Giorgio Pederzoli de l'Université Concordia ont soulevé des questions pertinentes et souligné des incohérences gênantes. Je leur dois beaucoup. Le comité de défense a exigé que ce travail soit relu par un économiste francophone pour corriger le style. Le Dr André Archer de l'Université du Québec à Trois-Rivières a entrepris ce travail avec brio.

Par ailleurs, mon épouse, Andrée, et mes parents n'ont cessé de m'encourager malgré l'inévitable négligence qu'ils ont dû subir de ma part à un moment ou à un autre.

A tous ceux-ci et à quelques autres aussi qui m'ont si grandement aidé, je ne sais que dire qui soit à la mesure de ma reconnaissance. Alors,

je leur dis: merci, tout simplement.

A. de Saint-Exupery dit, dans son livre intitulé «Le petit Prince»; «l'essentiel est invisible pour les yeux». J'ajouterai: «l'essentiel ne peut s'exprimer par des mots».

Tahar Mansour  
septembre 1985

## REMERCIEMENTS

Avant d'écrire la version finale de cette étude, j'en ai beaucoup discuté avec le professeur Rodrigue Tremblay de l'Université de Montréal. Le professeur Marcel Dagenais, aussi de l'Université de Montréal, m'a éclairé sur quelques points techniques concernant le modèle Probit. Les membres du département d'économie de l'Université du Québec à Trois-Rivières, ainsi que quelques assistants au 25ème Congrès de l'ACFAS, ont soulevé des questions intéressantes.

Lors de la défense, le professeur Bernard Fortin de l'Université Laval et Giorgio Pederzoli de l'Université Concordia ont soulevé des questions pertinentes et souligné des incohérences gênantes. Je leur dois beaucoup. Le comité de défense a exigé que ce travail soit relu par un économiste francophone pour corriger le style. Le Dr André Archer de l'Université du Québec à Trois-Rivières a entrepris ce travail avec brio.

Je m'en voudrais d'oublier la patience et le travail habile de mes secrétaires, Claire Desjardins-Robert et Marie-France Doucet.

Par ailleurs, mon épouse, Andrée, et mes parents n'ont cessé de m'encourager, malgré l'inévitable négligence qu'ils ont dû subir de ma part à un moment ou à un autre.

À tous ceux-ci et à quelques autres qui m'ont si grandement aidé,  
je ne sais que dire qui soit à la mesure de ma reconnaissance. Alors,  
je leur dis: merci, tout simplement

A. de Saint-Exupéry dit, dans son livre intitulé «Le Petit  
Prince»: «l'essentiel est invisible pour les yeux». J'ajouterai: «l'es-  
sentiel ne peut s'exprimer par des mots».

Tahar Mansour  
septembre 1985



## TABLE DES MATIÈRES

	Page
REMERCIEMENTS . . . . .	i
LISTE DES TABLEAUX . . . . .	vi
LISTE DES GRAPHIQUES . . . . .	vii
 CHAPITRE I      Bref historique du rôle des femmes sur le marché du travail . . . . .	 1
 PREMIÈRE PARTIE      ESTIMÉ DES COEFFICIENTS DES VARIABLES SOCIO-PSYCHOLOGIQUES DANS UN MODÈLE BIAISÉ POUR L'ÉCHANTILLONNAGE	
 CHAPITRE II      Revue de la littérature . . . . .	 8
 CHAPITRE III      Estimé du modèle en utilisant les moindres carrés ordinaires . . . . .	 27
 CHAPITRE IV      Estimé d'un modèle non-corrigé pour le biais de sélection . . . . .	 46
 DEUXIÈME PARTIE      ESTIMÉ D'UN MODÈLE DÉNUÉ DE BIAIS DE SÉLECTION	
 CHAPITRE V      Estimé de la probabilité marginale de parti- cipation . . . . .	 76
 CHAPITRE VI      Digression sur les résultats . . . . .	 100
 CHAPITRE VII      Conclusion générale . . . . .	 130
 BIBLIOGRAPHIE . . . . .	 140

## LISTE DES TABLEAUX.

		Page
TABEAU 1	Taux de participation des femmes par groupe d'activités: 1825 . . . . .	1
TABEAU 2	Importance relative des femmes dans les divisions professionnelles . . . . .	3
TABEAU 3	Proportion des femmes mariées par rapport à la main-d'oeuvre féminine . . . . .	5
TABEAU 4	Résultat de l'enquête de Kovach . . . . .	19
TABEAU 5	Pourcentage des votes allant à une femme en cas d'élection . . . . .	20
TABEAU 6	Revenu imposable et taux marginal d'imposition: Impôt provincial . . . . .	22
TABEAU 7	Répartition des répondantes selon le choix d'horaire . . . . .	38
TABEAU 8	Situation d'arrêt de travail à cause de la famille . . . . .	39
TABEAU 9	Répartition des répondants selon les coûts de garde d'enfants par semaine . . . . .	40
TABEAU 10	Estimé des paramètres de l'équation de demande . . . . .	54
TABEAU 11	Mode de garde pour les enfants . . . . .	61
TABEAU 12	Coût de garde des enfants/semaine . . . . .	62
TABEAU 13	Estimé des paramètres de l'équation d'offre la variable dépendante étant le nombre d'heures travaillées par semaine . . . . .	63
TABEAU 14	Estimé des paramètres de l'équation d'offre la variable dépendante étant $h_1$ . . . . .	66

		Page
TABLEAU 15	Estimé des paramètres de l'équation d'offre en présence explicite de l'impôt . . . . .	69
TABLEAU 16	Estimé Probit de l'impact des variables indépendantes sur la probabilité de participation: temps plein seulement . . . . .	82
TABLEAU 16a	Qu'est ce qui est le plus important à propos d'un travail? . . . . .	87
TABLEAU 17	Estimé Probit de l'impact des variables indépendantes sur la probabilité qu'une femme travaille à temps plein . . . . .	103
TABLEAU 18	Estimé Probit de l'impact des variables indépendantes sur la probabilité qu'une femme travaille à temps plein ou à temps partiel . . . . .	104
TABLEAU 19	OLS Pondéré - Estimés de l'équation de demande: la variable dépendante étant $\frac{1}{n} W$ . . . . .	105
TABLEAU 20	Estimés de l'équation d'offre la variable dépendante étant $h_1$ . . . . .	106
TABLEAU 21	Estimés des paramètres de l'équation d'offre la variable dépendante étant heures/années incluant l'impôt sur le revenu . . . . .	107
TABLEAU 22	Estimés des paramètres de l'équation d'offre incluant l'impôt sur le revenu la variable dépendante étant semaines/années . . . . .	108
TABLEAU 23	Estimé des coefficients de la probabilité qu'une femme travaille à temps plein ou à temps partiel: Résultats par groupe d'âge . . . . .	109
TABLEAU 24	Estimé des coefficients de l'équation de demande de travail . . . . .	110
TABLEAU 25	Estimé des coefficients de l'équation d'offre de travail . . . . .	111

## Page

TABLEAU 22a	Estimé des paramètres de l'équation de demande par la méthode de Heckman: la variable dépendante étant $1_{W_1}$ . . . . .	118
TABLEAU 22b	Estimé des paramètres de l'équation d'offre par la méthode de Heckman: la variable dépendante étant h/semaine . . . . .	119
TABLEAU 26	Évolution de la discrimination sexuelle auprès des femmes - Québec 1978 - 1981 . . . . .	125

## LISTE DES GRAPHIQUES

	Page
GRAPHIQUE 1 Taux marginal d'imposition (Québec, 1978) . . . . .	23
GRAPHIQUE 2 Salaire et rentabilité . . . . .	50
GRAPHIQUE 3 L'argument du revenu virtuel . . . . .	95
GRAPHIQUE 4 L'argument du revenu virtuel . . . . .	96
GRAPHIQUE 5 L'argument du revenu virtuel . . . . .	98

## CHAPITRE I

### INTRODUCTION

#### BREF HISTORIQUE DU RÔLE DES FEMMES SUR LE MARCHÉ DU TRAVAIL

Les femmes québécoises sont sur le marché du travail depuis bien longtemps. Même s'il est très difficile de retracer l'historique du travail féminin rémunéré, on peut quand même remonter jusqu'au 19e siècle pour analyser, d'une part, l'évolution sectorielle de ce travail et, d'autre part, l'attitude de la société face à ce mouvement de migration maison-marché du travail. Ainsi, si les canadiennes françaises ont largement contribué au développement agricole du Bas-Canada au 17e siècle, elles se sont vite cantonnées dans les activités du secteur tertiaire au 19e siècle. À Montréal par exemple, en 1825, la main-d'oeuvre féminine constituait 27% de la population active. Par groupe d'activités, les chiffres étaient les suivants:

Tableau 1

Taux de participation des femmes  
par groupe d'activités: 1825

Activités	%
Domestiques	66
Journaliers	38
Instituteurs	44

Il est à noter cependant qu'un assez fort pourcentage de ces femmes étaient mariées et qu'elles travaillaient à l'extérieur du foyer pour «assurer le revenu familial ou y contribuer»<sup>(1)</sup>

Ce confinement des femmes dans des emplois qui leur sont «réservés» n'est pas le fait du hasard comme le soulignait P. Leroy-Beaulieu en 1879: «Les femmes doivent être d'excellents commis, des secrétaires correctes, des caissières sûres ... Pour toutes ces capacités faciles, dépourvues d'initiatives, les femmes sont, au moins, les égales des hommes. Ce qui leur manque, c'est la force de l'esprit, pour tout le reste, elles nous sont supérieures»<sup>(2)</sup>.

Cette division de travail ne durera pas longtemps. Ainsi, dès 1940, l'économie de guerre obligea les entrepreneurs à faire appel au travail féminin pour combler des postes qui, autrefois, étaient réservés aux hommes. C'était le point de non-retour. Dès lors, et à quelques exceptions près (en particulier le tissage du textile), la participation des femmes au marché du travail n'a cessé de croître comme en témoigne le tableau 2.

Les femmes mariées n'étaient pas une exception. Alors qu'en 1951 elles ne constituaient que 17% de la main-d'oeuvre féminine, ce chiffre était de 57% en 1976, une augmentation de 335% en 25 ans. Ainsi, «Les communautés religieuses de cette époque créèrent un certain

(1) Cross, Suzanne D., La majorité oubliée: le rôle des femmes à Montréal au 19e siècle, dans: «Les femmes dans la société québécoise»; Lavigne, Marie et Pinard, Yolande, Études Histoire du Québec, Boréal Express, 1977.

(2) P. Leroy-Beaulieu, «Le travail des femmes au XIXe siècle», Charpentier, 1879, p. 124.

Tableau 2

Importance relative des femmes dans les divisions professionnelles

Québec 1941-1961<sup>(1)</sup> (chiffres en %)

Année	1825	1941	1951	1961	1971	1978
Professions						
Toutes professions	27,00	21,95	23,21	27,07	35,00	44,00
dont:						
Professions libérales et techniciennes	-	46,09	45,56	48,85		
Employées de bureau	-	45,07	50,59	54,62	66,10	78,10
Vendeuses	-	24,49	29,22	29,06		
Travaux de service	-	65,82	51,53	50,98		
Ouvrières de métiers, ouvrières à la production	-	26,20	25,54	23,12	3,00	1,80

(1) Source: Kim Chi Tran Van: "Etude sur les caractéristiques des travailleuses québécoises". Gouvernement du Québec: M.T.M.O., p. 4-7.



nombre de garderies afin de permettre à ces mères de famille de travailler à l'extérieur ...»<sup>(1)</sup>.

Tels étaient les faits.

Quant à la littérature économique sur le travail féminin, on peut dire qu'elle date de quelques décennies. Elle a vu le jour avec G. Becker en 1964, grandi avec Bowen & Finegan en 1969 et n'a cessé de proliférer depuis. Dès lors, on peut se poser une question: Une autre étude sur l'offre de travail des femmes mariées était-elle nécessaire? Nous croyons que oui. En effet, un nouveau développement théorique des nouvelles données ou l'instauration d'une nouvelle politique sont autant d'éléments qui peuvent justifier une nouvelle étude.

Dans notre cas, cette étude nous a d'abord été dictée par la disponibilité, assez récente, de données plus précises et plus complètes que celles utilisées dans des études antérieures.

---

(1) Kim Chi Tran Van: «Étude sur les caractéristiques des travailleuses québécoises». M.T.M.O., Québec, 1980.

Tableau 3

Proportion des femmes mariées par rapport à la  
main-d'oeuvre féminine<sup>(1)</sup>

(chiffres en %)

Années	%
1951	17,3
1961	31,8
1971	48,8
1976	56,8

(1) Source: Kim Chi Tran Van: «Étude sur les caractéristiques des travailleuses québécoises». Gouvernement du Québec: M.T.M.O., p. 8.

D'autre part, ces mêmes études avaient totalement négligé de tenir compte de l'effet d'éléments socio-économiques et psychologiques sur le comportement de la femme mariée qui travaille; omission que nous avons cru important de rétablir.

Finalement, il nous a semblé opportun de présenter un modèle plus complet du travail des femmes mariées, modèle qui tiendra compte de l'effet altérant de l'impôt sur le revenu, des frais de garderie et de soins des enfants ainsi que des caractéristiques propres à chaque sujet.

La première partie de cette étude passera en revue la littérature existante sur le sujet. La deuxième partie sera consacrée à la

présentation d'un modèle plus complet d'offre de travail, modèle qui sera dénué de quelques biais. Le troisième chapitre présentera les résultats de notre recherche tout en les comparant à ceux obtenus par des études antérieures. Au chapitre quatre, nous évaluerons le plus objectivement possible quel degré de fiabilité nous pouvons accorder à ce modèle. Finalement, nous conclurons cette étude par une comparaison de nos résultats avec les recommandations du Conseil du statut de la femme du Québec (C.S.F.Q.), telles qu'exprimées dans leur document de travail intitulé: «Pour les québécoises, égalité et indépendance».

PREMIÈRE PARTIE

ESTIMÉ DES COEFFICIENTS DES VARIABLES SOCIO-PSYCHOLOGIQUES  
DANS UN MODÈLE BIAISÉ POUR L'ÉCHANTILLONNAGE

## CHAPITRE II

### REVUE DE LA LITTÉRATURE

#### INTRODUCTION

Résumer toutes les recherches faites en la matière peut se faire de maintes façons: on peut colliger les écrits par ordre chronologique, ce qui risque d'être long et surtout de passer sous silence les contributions principales. On peut aussi ranger cette littérature par ordre d'importance des contributions, ce qui pose nécessairement le problème de jugement de valeur; ou on peut, finalement, incorporer toute la littérature dans un modèle général qui, au fur et à mesure que des hypothèses additionnelles sont postulées, fera la distinction entre différentes orientations de la littérature tout en gardant l'esprit des contributions ainsi que leur ordre chronologique.

C'est cette dernière approche que nous avons retenue.

Pour résumer la littérature de la façon la plus appropriée, il est peut-être préférable d'écrire l'équation fondamentale d'offre de travail, sous forme implicite, de la façon suivante<sup>(1)</sup>:

---

(1) Cette formulation sera la même que celle utilisée par J. Cogan: *Married Women's labor supply: A comparison of alternative estimation procedures*, dans J.P. Smith, *Female labor supply: Theory and estimation*, Princeton University Press.

$$h_i = \max(0, h(W_{1i} - W_{2i})) \quad (1)$$

$$h'(\cdot) > 0$$

et

$$W_{1i} = J(Z_i, \varepsilon_{1i}) \quad (2)$$

$$W_{2i} = g(Q_i, \varepsilon_{2i}) \quad (3)$$

où: \*  $W_{1i}$  représente le salaire offert par le marché à la femme mariée alors que  $W_{2i}$  représente le coût d'opportunité d'une heure de travail ou son salaire de «réserve» à zéro heures de travail.

\*  $Z_i$  est un vecteur d'attributs reliés au marché du travail.

\*  $Q_i$  est un vecteur de caractéristiques personnelles non-reliées au marché du travail.

L'équation (1) dit que la femme mariée  $i$  offrira au marché  $h_i(W_{1i} - W_{2i})$  heures de travail si  $W_{1i} > W_{2i}$  sinon elle préférera rester à la maison. Il est à noter ici que  $h_i$  repose sur l'hypothèse implicite que la femme a déjà pris sa décision de participer au marché du travail. C'est donc dire que dans ce modèle, l'offre de travail est indépendante de la participation.

Si on suppose que les relations entre les heures offertes, le salaire du marché, le salaire de réserve ainsi que leurs déterminantes, sont linéaires (Cogan, 1980), le modèle peut être réécrit comme suit:

$$h_i = \alpha(W_{1i} - W_{2i}) \quad (4)$$

$$W_{1i} = \beta Z_i + \varepsilon_{1i} \quad (5)$$

$$W_{2i} = \gamma Q_i + \varepsilon_{2i} \quad (6)$$

et en substituant (6) et (5) en (4), on obtient:

$$h_i = \alpha\beta Z_i + \alpha\varepsilon_{1i} - \alpha\gamma Q_i - \alpha\varepsilon_{2i}$$

qu'on écrira sous forme réduite:

$$h_i = \pi_1 Z_i + \pi_2 Q_i + v_i \quad (7)$$

L'équation (7) contient un élément d'importance. Il s'agit de  $v_i$ , le «panier» d'erreurs. En effet  $v_i = \alpha(\varepsilon_{1i} - \varepsilon_{2i})$ . Il contient donc une composante reliée au salaire offert par le marché ( $W_{1i}$ ) et une autre reliée au salaire de réserve  $W_{2i}$ , qu'on n'observe que si la femme mariée travaille ( $h_i > 0$ ). Ces deux composantes sont-elles indépendantes l'une de l'autre?

Schultz (1980), Boskin (1973) ainsi que Raines et Kalachek (1970) pensent qu'elles peuvent l'être. La méthode utilisée par ces auteurs consiste à estimer (7) en faisant appel à un échantillonnage ne contenant que des femmes mariées qui travaillent ( $h_i > 0$ ). Dans ce cas, il s'agit de remplacer (6) dans (4) pour obtenir:

$$h_i = \alpha W_{1i} + \gamma_1 Q_i + v'_i \quad (8)$$

où  $v'_i = -\alpha\varepsilon_{2i}$

et  $v'_i \sim N(0, \alpha^2 \sigma_{\varepsilon_2}^2)$   $\gamma_1 = -\alpha\gamma$

Or, pour qu'une femme mariée travaille, il faut que son salaire de «réserve» soit inférieur au salaire offert  $w_{21} < w_{11}$ .

donc

$$\{\gamma Q_1 + \varepsilon_{21}\} < \{\beta Z_1 + \varepsilon_{11}\} \text{ ou encore}$$

$$\varepsilon_{21} < \beta Z_1 - \gamma Q_1 + \varepsilon_{11}.$$

La valeur espérée de  $V_1'$  conditionnelle sur  $h_1 > 0$  peut donc s'écrire:

$$E(V_1'/h_1 > 0) = \alpha \left( \frac{\sigma_2^2 - \sigma_{12}}{\sigma_u} \right) \frac{f(I)}{P(I)} \quad (9)$$

où  $\sigma_u$  est la déviation standard de l'élément  $(\varepsilon_2 - \varepsilon_1)$  et où  $f(I)$  et

$P(I)$  sont respectivement les fonctions de densité et de distribution

de la distribution normale évaluée à l'indice de participation défini

comme étant  $I = \frac{\beta Z - \gamma Q}{\sigma_u}$ . (Cogan, 1980)

Ainsi l'équation d'offre de travail devient:

$$h_1 = \alpha \hat{W} + \gamma_1 Q_1 + \alpha \left( \frac{\sigma_2^2 - \sigma_{12}}{\sigma_u} \right) \frac{f(I)}{P(I)} \quad (10)$$

où  $\hat{W}$  est le salaire prédit (c'est donc un 2SLS).

Le «panier» d'erreurs n'est donc plus  $V_1$  comme ça aurait pu être le cas dans l'équation (7) mais plutôt

$$v_1 + \alpha \left( \frac{\sigma_2^2 - \sigma_{12}}{\sigma_u} \right) \frac{f(I)}{P(I)}$$

Donc, pour pouvoir estimer (8) directement en utilisant la méthode

des moindres carrés, deux conditions s'imposent:

\* ou bien  $\sigma_2^2 = \sigma_{12}$  donc (10) sera de la forme

$$h_1 = \alpha \hat{W} + \gamma_1 Q_1 + v_1 \quad (11)$$



\* ou alors supposer que toute femme dont les caractéristiques sont définies par le vecteur  $Q$ , a le même salaire de réserve. Si donc elle ne travaille pas, c'est dû purement à des facteurs inobservables qui affectent le salaire que le marché lui offre.

Ce n'est que lorsque ces deux conditions sont respectées que les moindres carrés ordinaires peuvent être utilisés. D'autre part, Schultz (1980), Hall (1973) et Leibowitz (1972) pensent aussi que  $\epsilon_2$  et  $\epsilon_1$  sont indépendants mais pour des raisons différentes. En effet, ils utilisent un échantillonnage de femmes mariées, qui travaillent ou non sauf qu'ils imputent à ces dernières un salaire obtenu de l'échantillonnage de celles qui travaillent (variable instrumentale). En effet, l'examen de la fonction d'offre de travail, l'équation (4), nous permet de remarquer qu'elle contient un élément non observable,  $W_2$ , et un élément  $W_{11}$ , observable seulement si la femme travaille.

Encore une fois, les moindres carrés ordinaires donneront un estimé non biaisé des coefficients  $\alpha$ ,  $\beta$  et  $\gamma$  pourvu qu'on soit prêt à accepter l'hypothèse implicite voulant que toutes les femmes ayant un vecteur de caractéristiques  $Z$ , aient le même salaire offert par le marché. La différence de participation viendra donc d'éléments non observables qui affecteront son salaire de réserve. (Cogan, 1980(b))

J. Heckman (1971, 1974, 1976, 1977 et 1980) a évité ces hypothèses restrictives. En effet, non seulement a-t-il permis à  $\epsilon_1$  et  $\epsilon_2$  de coexister, mais aussi d'être corrélés entre eux. Il va même plus loin et prouve que dans la formulation traditionnelle du problème, il y a une erreur de spécification et par conséquent, un biais dans l'estimé

dés problèmes.

Supposons qu'on possède des données sur  $Y_{11}$  seulement si  $Y_{21} > 0$ .  
Par ailleurs, supposons que  $Y_{11}$  et  $Y_{21}$  sont caractérisées par les équations suivantes:

$$Y_{11} = \beta_1 X_{11} + u_{11} \quad (12)$$

$$Y_{21} = \beta_2 X_{21} + u_{21} \quad (13)$$

où

$$E(u_{j1}) = 0$$

$$E(u_{j1}, u_{j'1}) = 0 \quad j \neq j'$$

$$E(u_{j1}, u_{j'1}) = \sigma_{jj'} \quad j = 1, 2,$$

La fonction de régression pour l'échantillon sur lequel nous avons des données peut s'écrire comme suit:

$$E(Y_{11}/X_{11}, \text{règle d'échantillonnage}) = \beta_1 X_{11} + (u_{11}, \text{règle d'échantillonnage}). \quad (14)$$

Donc si  $E(u_{11})$  règle d'échantillonnage est nulle, alors la fonction de régression de l'échantillon sera la même que celle de la population. Mais en général, ce n'est pas nécessairement le cas.

En effet, on peut dire que:

$$E(U_{11}/\text{règle d'échantillonnage}) = E(U_{11}/Y_{21} > 0)$$

$$= E(U_{11}/U_{21} \geq -\beta_2 X_{21})$$

donc

$$E(Y_{11}/X_{11}, Y_{21} > 0) = \beta_1 X_{11} + E(u_{11}/u_{21} \geq -\beta_2 X_{21}) \quad (15)$$

Il devient alors clair que le problème de biais de sélection, qui était auparavant vu comme un problème d'oubli d'une variable explicative, peut être désormais perçu comme un problème de spécification inadéquate du modèle. En utilisant des résultats obtenus par Johnson et Kotz en 1972<sup>(1)</sup>, on peut calculer la valeur espérée de  $u_{11}$ , et partant le biais de sélection  $\lambda_1$ :

$$E(u_{11}/u_{21} > -\beta_2 X_{21}) = \frac{\sigma_{12}}{(\sigma_{22})^{1/2}} \lambda_1$$

$$E(u_{21}/u_{21} > -\beta_2 X_{21}) = \frac{\sigma_{22}}{(\sigma_{22})^{1/2}} \lambda_1$$

où  $\lambda_1 = \frac{\phi(Z_1)}{1-\Phi(Z_1)}$ ,  $\phi$  et  $\Phi$  étant la densité et la distribution de la fonction normale

$$\text{et } Z_1 = \frac{\beta_2 X_{21}}{(\sigma_{22})^{1/2}}$$

Il reste finalement à corriger les fonctions de régression par ce biais. Ces fonctions seront donc de la forme:

$$Y_{11} = X_{11} \beta_1 + \frac{\sigma_{12}}{(\sigma_{22})^{1/2}} \lambda_1 + V_{11} \quad (16)$$

$$Y_{21} = X_{21} \beta_2 + \frac{\sigma_{22}}{(\sigma_{22})^{1/2}} \lambda_1 + V_{21} \quad (17)$$

$$\text{où } E(V_{11}/X_{11}, \lambda_1, u_{21} \geq -X_{21} \beta_2) = 0$$

$$E(V_{21}/X_{21}, \lambda_1, u_{21} \geq -X_{21} \beta_2) = 0$$

(1) rapportés par Heckman (1980).

et  $E(V_{11} V_{k1} / X_{11}, X_{21}, \lambda_1, u_{21} \geq -\beta_2 X_{21}) = 0 \quad i \neq 1$

Par ailleurs, on peut prouver que (Heckman, 1980)

$$E(V_{11}^2 / X_{11}, \lambda_1, u_{21} \geq -X_{21} \beta_2) = \sigma_{11} ((1-\rho^2) + \rho^2 (1+Z_1 \lambda_1 - \lambda_1^2))$$

$$E(V_{11} V_{21} / X_{11}, X_{21}, \lambda_1, u_{21} \geq -X_{21} \beta_2) = \sigma_{12} (1+Z_1 \lambda_1 - \lambda_1^2)$$

$$E(V_{21}^2 / X_{21}, \lambda_1, u_{21} \geq -X_{21} \beta_2) = \sigma_{22} (1+Z_1 \lambda_1 - \lambda_1^2),$$

où  $\rho^2 = \frac{\sigma_{12}^2}{\sigma_{11} \sigma_{22}}$

Ajoutons qu'on peut facilement vérifier que:

$$0 \leq (1 + \lambda_1 Z_1 - \lambda_1^2) \leq 1$$

Pour calculer le biais,  $\lambda_1$ , il faut tout d'abord obtenir, à partir de la population totale, la probabilité d'observer  $Y_{11}$ . Ceci est faisable grâce à l'application du modèle Probit dont la fonction de vraisemblance est:

$$L = \prod_{i=1}^n \{\phi(Z_i)\}^{d_i} \{\phi(-Z_i)\}^{1-d_i} \quad (18)$$

où  $d_i$  dénote l'observation de l'événement  $i$ . La maximisation de  $L$  par le choix de  $\beta_2$  et  $\sigma_{22}$  nous permet de calculer  $(\frac{\beta_2}{\sigma_{22}})_1$  et de là  $Z_1$  et  $\lambda_1$ .

Cette méthode fut utilisée par H. Rosen (1976) pour étudier l'impact de l'impôt sur le revenu sur l'offre de travail des femmes mariées aux États-Unis. Elle a été également utilisée par G. Hanoch (1980) dans son étude qui fit la distinction entre les heures de

loisir durant les semaines de travail et en dehors des semaines de travail et finalement, elle a été utilisée par J. Cogan (1980) pour étudier le comportement de l'offre de travail en présence de barrières à l'entrée au marché du travail (ex.: les coûts de transport).

Au Canada, l'étude la plus complète de l'offre de travail des femmes mariées fut, sans doute, celle publiée par Nakamura et Nakamura (1979). Les auteurs ont appliqué la procédure de J. Heckman à un échantillonnage de femmes mariées canadiennes. Cet échantillonnage était basé sur les données du recensement de 1971.

Au Québec, une seule étude a été menée sur le sujet. Il s'agit de l'analyse du comportement de l'offre de travail par les femmes mariées québécoises, analyse faite par Stelcner (1981) (de l'Université Concordia). L'auteur a fait appel à des données micro-économiques datant d'une enquête de 1977. Il s'est intéressé aux déterminantes «classiques» de l'offre de travail ainsi que de la probabilité de participation. Ses résultats sont compatibles avec d'autres études dans le domaine (Schultz) mais contredisent, cependant, les résultats de Heckman.

La bande de données que nous possédons date de 1979 et à notre connaissance aucune étude de ce genre n'a été encore réalisée sur cette base. Ces données émanent d'une enquête réalisée par le Ministère du Travail et de la Main-d'oeuvre du Québec et qui avait pour but:

«... de colliger des renseignements statistiques fiables sur les caractéristiques de base des travailleuses et de faire ressortir leurs problèmes

propres. Deuxièmement, elle visait à connaître l'opinion des femmes et à obtenir, en même temps, leur témoignage sur la condition féminine. Enfin, nous espérons tirer de cette connaissance des recommandations sur les actions à envisager dans le domaine du travail féminin.»<sup>(1)</sup>

Avant d'aller plus loin, une question s'impose: une autre étude sur l'offre de travail des femmes mariées est-elle à même de nous apporter d'autres éclaircissements sur leur comportement? La réponse est définitivement positive et ceci pour les raisons suivantes:

- 1° Aucune des études citées plus haut n'a analysé, ni mentionné, l'aspect psycho-social du travail. Cet élément peut avoir une importance capitale et sur la demande et sur l'offre de travail.

En effet, nous ne croyons pas, comme Nakamura et al.<sup>(2)</sup>, que le but premier du travail féminin est de gagner un revenu. La femme mariée du 20e siècle a besoin de plus qu'un revenu. Elle a, entre autres, besoin d'un sentiment de sécurité, d'appartenance sociale et surtout d'accomplissement et d'indépendance. Pour satisfaire ces besoins, elle a besoin du travail rémunéré. Il nous suffit, là-dessus, de citer le passage suivant du document du Conseil du Statut de la Femme (CSF) du Québec<sup>(3)</sup>:

(1) Kim Chi Tran Van, *op. cit.*, pp. 31-32.

(2) A. Nakamura, M. Nakamura et D. Cullen, «Employment and earnings of married females», Statistics Canada, cat. no 99-760E, Canada, 1979, p. 13.

(3) C.S.F., «Pour les québécoises, égalité et indépendance», Mémoire présenté à Mme Lise Payette, ministre responsable du Conseil du Statut de la femme, E.O.Q., sept. 1978.

«Toutes les femmes qui le désirent, devraient avoir accès à un emploi rémunéré. Ce droit au travail doit être reconnu à toutes les femmes, quel que soit leur statut matrimonial. Le travail rémunéré nous apparaît en effet le principal moyen pour les femmes d'obtenir une indépendance financière, ce qui constitue une condition préalable à l'autonomie.»

Mieux encore, K.A. Kovach, de l'Université George Mason, démontra clairement, en 1976, que ce que l'ouvrier cherche dans le travail est souvent différent de ce que l'employeur pense que son employé cherche. Il a alors posé la question suivante: «Qu'attendent les travailleurs de leur emploi et qu'est-ce que l'administration pense qu'ils en attendent?» Voici les résultats<sup>(1)</sup>:

---

(1) K.A. Novach, «What workers want from their jobs and what management thinks they want?» Philadelphia Inquirer, December 29th, 1976.

Tableau-4  
 Résultat de l'enquête de Kovach

	Classement des ouvriers	Classement des patrons
1. Appréciation du travail accompli	1	8
2. Le sentiment d'être impliqué	2	10
3. Aide sympathique pour les problèmes personnels	3	9
4. Sécurité d'emploi	4	2
5. Bon salaire	5	1
6. Travail intéressant	6	5
7. Promotion	7	3
8. Loyauté personnelle à l'employeur	8	6
9. Bonnes conditions de travail	9	4
10. Discipline rigoureuse	10	7

En examinant ce tableau, il devient évident que les "conditions normatives" du travail sont beaucoup plus importantes du point de vue des travailleurs que ne le pense l'administration. Il n'y a pas de raison pour qu'il en soit autrement pour les femmes d'autant plus que les hommes considèrent, de plus en plus, les femmes comme des partenaires "égaux" comme en fait foi le sondage Gallup réalisé en 1971 et dont la question était la suivante: "Voteriez-vous pour une femme comme présidente si elle avait les mêmes capacités qu'un homme?" Les réponses à travers le temps et selon les opinions,



sont regroupées dans le tableau 5. Comme on peut le remarquer, le changement d'attitude envers les femmes est graduel mais certain.

Tableau 5<sup>(1)</sup>

Année	1937	1945	1955	1967	1971
oui	34%	33%	52%	57%	66%
non	66%	55%	44%	39%	29%
Sans opinion		12%	4%	4%	5%

Du point de vue théorique, l'exclusion d'éléments psychologiques du vecteur des variables explicatives constitue simplement une erreur de spécification et par conséquent, les coefficients estimés seront nécessairement biaisés. Le degré de biais dépendra de l'importance des variables exclues.

Reprenons l'équation (15) qui s'écrivait:

$$E(Y_{11}/X_{11}, Y_{21} > 0) = \beta_1 X_{11} + E(U_{11}/U_{21} > -\beta_2 X_{21})$$

(1) R. Johnson, «Elementary Statistics», p. 244, Duxbury Press, 1980, 3rd edition.

Tel que mentionné plus haut, la littérature établie a tout simplement ignoré, à cause d'hypothèses plutôt restrictives, le dernier élément, à droite de cette équation. De cet oubli a résulté un biais égal à  $v_1$ .

$$\lambda_1 = \frac{\phi(Z_1)}{1 - \phi(Z_1)}$$

où  $Z_1 = -\beta_{21} X_{21} (\sigma_{22})^{-1/2}$

le biais  $\lambda_1$  dépend donc, via  $Z_1$ , de chaque élément de  $X_{21}$ . Mieux encore, par une conjonction de la règle de l'Hôpital et du théorème de Leibniz, on peut prouver que, en effet:  $\lim_{z \rightarrow +\infty} \lambda = \infty$ .

Tout comme on peut prouver d'ailleurs que:

$$\frac{\delta \lambda_1}{\delta Z_1} > 0.$$

Le point essentiel est que, via  $Z_1$ ,  $\lambda_1$  dépend de  $X_{21}$ . Si donc le vecteur  $X_{21}$  est mal spécifié, la valeur de  $\lambda_1$  sera erronée. Ce qui est le cas,  $X_{21}$  ne contenant pas les éléments psychologiques. La correction du modèle pour le biais de sélection n'est donc qu'une solution partielle et incomplète.

2° La deuxième raison qui nous motive à entreprendre cette étude est beaucoup plus d'ordre économique. En effet, l'impôt sur le revenu, au Québec, est assez progressif (tableau 6 et graphique 1) et particulièrement élevé par rapport à la moyenne nationale. Nous voulons alors savoir l'effet altérant de cet impôt sur l'offre de

Tableau 6

Revenu imposable et Taux marginal d'imposition: Impôt provincial

(en \$ de 1978)

Revenu imposable en \$	Impôts en \$	Revenu marginal	Taux d'impôt marginal - %
5 000	792,35	1 000	18,86
6 000	981,00	1 000	18,86
7 000	1 175,95	1 000	19,49
8 000	1 375,95	1 000	20,00
9 000	1 584,95	1 000	20,90
10 000	1 795,55	1 000	21,06
11 000	2 015,55	1 000	22,00
15 000	2 929,55	4 000	22,85
20 000	4 156,00	5 000	24,52
24 441	5 305,43	4 441	25,88
28 829	6 490,17	4 388	26,99
33 829	7 910,63	5 073	28,00
39 766	9 611,19	5 864	29,00
46 544	11 644,59	6 778	30,00
54 380	14 073,75	7 836	31,00
60 714	16 100,63	6 334	32,00
+60 714	16 100,63 + 33% sur le reste		33,00

Source: Gouvernement du Québec, Ministère du revenu. Tables  
d'impôts, 1978.

%

Graphique 1

Taux marginal d'imposition

(Québec, 1978)

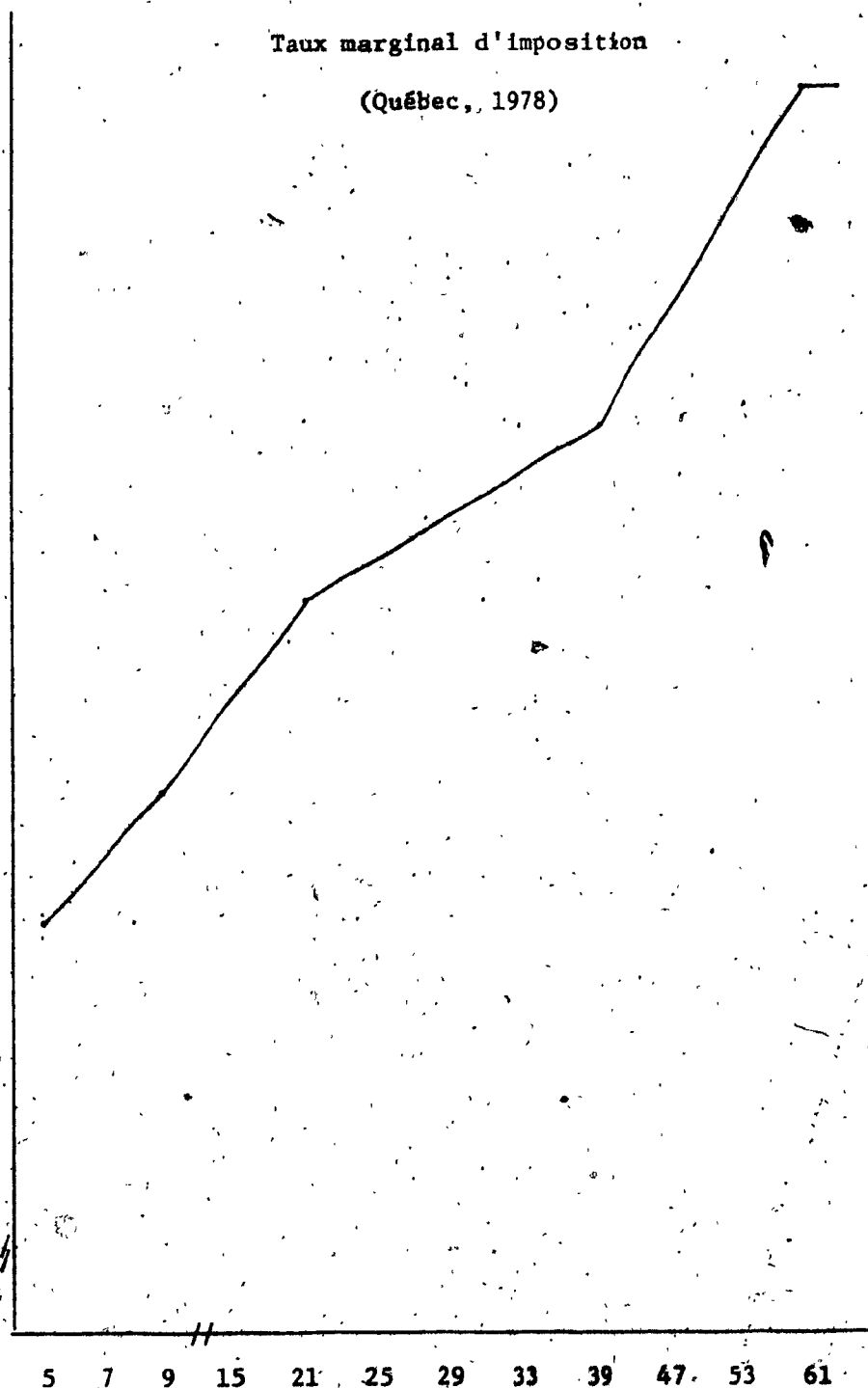
.33-  
.32-  
.31-  
.30  
.29-  
.28-  
.27-  
.26-  
.25-  
.24-  
.23-  
.22-  
.21-  
.20-  
.19-  
.18-

1-

0

5 7 9 15 21 25 29 33 39 47 53 61

\$



travail des femmes mariées québécoises. Nous disons bien, effet altérant de l'impôt sur le revenu car le choix loisir-travail se trouvera altéré.

- 3° Finalement, nous croyons qu'il est temps de présenter un modèle plus complet d'offre de travail qui relatera non seulement l'effet négatif de l'impôt, le rôle des éléments psychosociologiques, mais aussi l'effet des coûts du transport et les frais de garde des enfants.

En bref, notre travail consistera en une étude du comportement de la femme mariée dans son double rôle ménagère-travailleuse. Travailleuse parce qu'elle le veut et ménagère parce qu'elle est «voulue» ainsi<sup>(1)</sup>.

Cependant, cette étude-ci englobe les études antérieures et les complète. Elle les englobe dans la mesure où nous utiliserons des modèles déjà existants soit les moindres carrés ordinaires dans une première étape et le maximum de vraisemblance dans une deuxième étape. Elle complète aussi ces études dans la mesure où ces modèles incorporeront, dans notre cas, l'effet altérant de l'impôt sur le revenu, l'effet des coûts de transport et surtout, de façon explicite, des variables d'ordre socio-psychologique. Dans ce sens, nous dirons que la deuxième partie de la présente étude est un modèle à la Heckman mais en plus complet.

---

(1) Le sort réservé à l'Equal Rights Amendment américain le 30 juin 1982 témoigne de l'importance du mot «voulue».

Une dernière question demeure: Pourquoi utiliser le modèle PROBIT et non le LOGIT?

La réponse réside dans une constatation simple: Le problème de base est d'estimer une variable dichotomique: la probabilité de participation. Cette probabilité dépend de plusieurs facteurs qu'on n'observe que si la femme participe au marché du travail. Donc l'échantillonnage peut ne pas être représentatif. Il manque des observations sur la variable dépendante. On peut estimer ce genre de modèles en utilisant un modèle de choix binaire.

Cependant, un tel modèle entraîne une hétéroscédasticité des erreurs résiduelles. Le résultat de cette hétéroscédasticité sera essentiellement une perte d'efficacité des estimateurs des coefficients des variables explicatives. De plus, en utilisant ce genre de modèle, il n'y a aucune garantie que la variable dépendante (dichotomique) soit comprise entre les valeurs 0 et 1, par conséquent une réinterprétation des résultats peut devenir nécessaire.

La solution à ces problèmes réside dans l'utilisation des modèles Probit et Logit. Ces deux modèles transforment et traduisent les valeurs des vecteurs d'attributs en une probabilité dont la valeur se situera dans l'intervalle 0 et un. Cette transformation maintient aussi la relation causale entre les variables dépendantes et les variables explicatives. Finalement, ces deux modèles permettent d'estimer les coefficients des variables explicatives tout en permettant d'avoir des informations sur l'échelle de grandeur de la variable dépendante non mesurée. En effet, l'utilisation (dans ce modèle) de

la densité cumulative permet d'assigner à un nombre  $X$  la probabilité que tout nombre  $X_1$  sera inférieur ou égal à  $X^{(1)}$ . Finalement, l'utilisation du maximum de vraisemblance permet à ces modèles d'avoir des propriétés statistiquement très désirables telles: convergence, efficacité et asymptoticité normale, d'où la possibilité de l'usage des statistiques  $t$ . Cependant, il faut reconnaître que le modèle Probit est plus coûteux d'une part et, d'autre part, il prédit des probabilités alors que le modèle Logit prédit les chances qu'un événement se produise et ce sur toute l'intervalle des valeurs réelles. En fin de compte, dans le modèle Logit, pour des valeurs faibles de la variable dépendante, aux extrémités de la distribution cumulative, des changements significatifs de la variable indépendante sont requis pour que la valeur de la variable dépendante soit significativement altérée.

---

(1) Une discussion succincte des propriétés des modèles Probit et Logit peut-être trouvée dans: «Econometric Models & Economic Forecasts»: par R. Pendyck & D. Rubinfeld, pp. 273-312. McGraw-Hill, 2ème Edition 1981.

### CHAPITRE III

#### ESTIMÉ DU MODÈLE EN UTILISANT LES MOINDRES CARRÉS ORDINAIRES

#### LES FONDEMENTS THÉORIQUES DU MODÈLE<sup>(1)</sup>

##### INTRODUCTION

Ce troisième chapitre constitue le cœur du travail. En effet, avant d'estimer un modèle, encore faut-il le dériver. C'est ce que nous ferons dans un premier temps.

Nous proposerons ensuite nos hypothèses concernant l'effet des éléments socio-psychologiques sur le modèle de comportement de la femme mariée. Nous soulignons ici que notre modèle de base est inspiré de la théorie classique du comportement du consommateur. Enfin, nous vérifierons jusqu'à quel point nos hypothèses de départ s'avèrent fondées.

##### Le modèle de base

La femme mariée, au moment où elle doit faire un choix et prendre la décision de travailler ou pas, se trouve confrontée à un problème de taille. On peut donc l'analyser en termes de maximisation

---

(1) Ce fondement suivra de près celui développé par Nakamura et al.



d'utilité soit:

$$\max U = U(X, T - h; Z^*) \quad (19)$$

sous les contraintes:

$$F = pX = A_0 + \int_0^{w.h} (1 - t(S)) dS \geq \theta w.h \quad (20)$$

$$T = l + h \quad (21)$$

$$0 < h \leq T \quad (22)$$

où  $A_0 = A + W_h \cdot h$  est le revenu de la famille incluant leur richesse initiale  $A$  et le revenu du mari  $W_h \cdot h$  mais excluant le revenu du travail de la femme.

$W$  est le salaire du marché qui sera offert à la femme si elle décidait d'offrir  $h$  heures de travail au lieu de bénéficier de  $(T - h)$  heures de loisirs tout en sachant que sur chaque dollar additionnel de revenu, elle paiera  $t(S)$  dollars d'impôts et  $\theta w h$  dollars de coûts de transport. Dans cette formulation, il va sans dire que  $S$  représente  $w.h$ .

$X$  est un vecteur de biens et  $Z^*$  un vecteur de caractéristiques propres à la femme. Ces caractéristiques sont censées être hors du contrôle de la femme.

Étant donné les choix et décisions du mari, ce processus de maximisation se résoudra en deux salaires (différents) demandés qu'on

peut écrire sous la forme (1)(2):

$$l_{n1}^* W_1^* = \begin{cases} \beta_0 + \beta_1 Z_1^* + \beta_2 A_{01} + \beta_3 l_{n1} W_1 + \beta_5 h_1 + \beta_6 S_1 + \beta_7 \frac{t'(w \cdot h)}{1-t(w_h)} + U_1 & \text{si } h_1 > 0 \\ \beta_0 + \beta_1 Z_1^* + \beta_2 A_{01} + \beta_6 S_1 + U_1 & \text{si } h_1 = 0 \end{cases} \quad (23)$$

Il est à noter que (23) provient du fait que le salaire demandé par la femme n'est rien d'autre que:

$$W^* = U_w / \lambda \quad (23)$$

qui nous dit que le salaire demandé par la femme dépend de son revenu qui, à son tour, dépend du salaire offert par le marché.

Ainsi, en prenant le logarithme de chaque côté de (23) et en linéarisant autour des variables explicatives on obtient (23).

Nous présumons d'autre part, que le marché offrira, à toute femme qui décide de travailler, un salaire de la forme:

$$l_{n1} W_1 = \alpha_0 + \alpha_1 SC_1 + \alpha_2 H_1 + \alpha_3 X_{11} + \alpha_4 X_{21} + \alpha_5 X_3 + \epsilon_1 \quad (24)$$

Ce salaire dépendra donc de sa scolarité ( $SC_1$ ), de la durée de son absence du marché du travail ( $H_1$ ), de son expérience ( $X_{11}$ ), de ses caractéristiques personnelles ainsi que des conditions économiques du

(1) L'élément  $S_1$  tient compte de la satisfaction personnelle produite par le travail. Cet élément aurait pu être facilement intégré dans la fonction d'utilité.

(2) Les coûts de transport ont été intentionnellement délaissés et seront réintroduits dans le processus d'estimation.

du marché ( $X_{21}$ ,  $X_3$ ).

Elle travaillera donc si  $W_1 \geq W_1^* \mid h_1 = 0$ . Par ailleurs, si elle est sur le marché du travail, on peut résoudre (23) et (24) pour obtenir:

$$h_1 = \frac{1}{\beta_5} \{ (\alpha_0 - \beta_0) + \beta_1 SC_1 - \beta_1 Z_1^* + \alpha_2 H_1 - \beta_2 A_{01} + \alpha_3 X_{11} (1 - \beta_3) 1_n W_1 + \alpha_4 X_{21} - \beta_6 S_1 + \alpha_5 X_3 - \beta_7 \frac{t'(w.h)}{1-t(w.h)} \} + \frac{\epsilon_1 - U_1}{\beta_5} \quad (25)$$

Pour estimer l'équation (25) directement, des hypothèses très restrictives devraient être faites, comme on l'a mentionné plus haut.

#### MÉTHODE D'ESTIMATION<sup>(1)</sup>

Les équations à estimer sont (24) et (25). Vu que nous ne pouvons observer les salaires des femmes mariées qui ne travaillent pas, il existe donc un biais de sélection. Pour éviter ce biais, il faudra tout d'abord utiliser l'échantillonnage complet pour obtenir la probabilité qu'un sujet, choisi au hasard, travaille.

Cette probabilité est égale à:

$$P(h_1 > 0) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{\phi_1}^{\infty} e^{-t^2/2} dt$$

où  $\phi_1 = X_{21} \beta_2 (\sigma_{22})^{\frac{1}{2}}$

(1) Nous utiliserons exactement la méthode utilisée par J. Heckman (1980).

avec  $X_{2i}$  étant le vecteur des variables explicatives de la probabilité de participation.

L'application de la méthode Probit nous donne directement  $\beta_2 (\sigma_{22})^{-1/2}$  et par conséquent  $\lambda_1$ , le biais de sélection.

Avec  $\lambda_1$  connu, il s'agit alors d'estimer:  
d'abord (24) sous la forme:

$$w_{1i} = \alpha_0 + \alpha_1 X_{1i} + \frac{\sigma_{12}}{\sigma_2} \lambda_1 + k_1 \quad (26)$$

et ensuite (25) sous la forme:

$$h_1 = \frac{1}{\beta_5} \{ \beta'_0 + \beta'_0 Y_1 + \sigma_2 \lambda_1 \} + k'_1 \quad (27)$$

Avec (Heckman 1980):

$$E(k'_1) = \sigma_2^2 M_1 \quad (28)$$

$$E(k'_1 k_1) = \sigma_{12} M_1$$

$$E(k_1^2) = \sigma_{12}^2 (1 - \rho^2) + \sigma_{12} \rho^2 M_1 \quad (29)$$

$$\rho = \frac{\sigma_{12}}{\sigma_1 \sigma_2} \quad (30)$$

$$M_1 = 1 + (\phi_1 - \lambda_1) \lambda_1 \quad (31)$$

où  $\alpha_1 X_{11} = \alpha_1 SC_{11} + \alpha_2 H_{11} + \alpha_3 X_{11} + \alpha_4 X_{21} + \alpha_5 X_3$

$$k_1 = \varepsilon_1$$

$$k_1' = \frac{\varepsilon_1 - U_1}{\beta_5}$$

$$\beta_0' = (\alpha_0 - \beta_0)$$

et  $\beta_1' Y_{11} = \beta_1 SC_{11} - \beta_1 Z_{11}^* + \alpha_2 H_{11} - \beta_2 A_{01} + \alpha_3 X_{11}$

$$- \beta_3 L_{n1} W_{11} + \alpha_4 X_{21} - \beta_6 S_{11} + \alpha_5 X_3 + \beta_7 \frac{t - (wh)}{1 - t(wh)}$$

Les étapes d'estimation sont les suivantes:

- 1) Estimer directement (26) par la méthode des moindres carrés.
- 2) Estimer la variance de  $k_1$  en utilisant (29).
- 3) Réestimer (26) en utilisant les moindres carrés pondérés.

Le facteur de pondération étant la variance de  $k_1$  obtenue en (2) ci-haut.

- 4) Remplacer dans (27)  $\ln W_{11}$  par  $\ln \hat{W}_{11}$  obtenue dans la troisième étape.
  - 5) Estimer (27) directement pour obtenir un estimé de la variance de  $k_1$  en utilisant (26) et finalement,
  - 6) Appliquer à (27) les moindres carrés pondérés où, encore une fois, le facteur pondérateur sera la variance de  $k_1$ .
- On obtiendra alors  $\hat{h}_1$ , qui seront les heures prédites dans la deuxième étape du 2SLS.

Il peut être opportun à ce stade-ci de se demander quelle est

la contribution de cette étude.

Théoriquement, cette étude généralise les modèles existants.

En effet:

- 1) Si  $t(S) = \theta W = S = 0$  et  $h_h$  est variable, on peut estimer un modèle d'équations simultanées analysant l'offre de travail de la famille sans recourir à l'hypothèse restrictive de l'exogénéité du nombre d'heures travaillées par le mari ( $h_h$ ).
- 2) Si  $h_h$  est exogène,  $t(S) = 0$  mais que  $\theta W$  est variable, on obtient purement le modèle de COGAN (1980, ch 7).
- 3) Si  $\theta W = 0$ ,  $h_h =$  constante mais que  $t(S)$  est approximé à un certain nombre, standard, d'heures/année, on obtient alors le modèle de Rosen (1976).
- 4) Si  $\theta W = t(S) = S = 0$  et que  $h_h =$  constante, on obtient alors tous les modèles simplifiés à l'extrême et existants dans la littérature actuelle.
- 5) L'inclusion, dans le modèle, du temps alloué au transport et pondéré par le taux de salaire horaire ajoute une autre dimension à l'analyse marginale. La femme mariée n'est pas libre de prendre le temps qu'elle veut pour son transport. Ce temps devient plutôt une contrainte imposée par le choix de sa résidence. Cette contrainte est effective.

C'est le taux de salaire horaire qui sert de mesure de la valeur de ce temps de transport puisque ce qui nous importe ici, est l'offre

de travail<sup>(1)</sup>

- 6) L'inclusion de l'élément «satisfaction personnelle du travail accompli» ajoute une dimension psychologique à l'analyse marginale.

Réécrivons (19) comme suit:

$$\max U = U(X, T - h; Z^*, S) \quad (32)$$

Si on maximisait cette fonction, soumise aux contraintes (20) à (22), on obtiendrait une désutilité marginale d'une heure supplémentaire de travail, et une utilité marginale d'un dollar additionnel de revenu.

Le salaire demandé n'est rien d'autre que l'utilité marginale, à  $h = 0$ , d'une heure additionnelle de loisir pondérée à l'optimum, par  $\lambda$ , l'utilité marginale d'un dollar de revenu. Donc,

$$W^* = \frac{\partial U(X, T - h; Z^*, S) / \partial h}{\partial U(X, T - h; Z^*, S) / \partial X}$$

avec  $P = 1$

qu'on peut écrire sous forme implicite:

$$W^* = W^*(W.h, A_0, Z^*, S)$$

ou encore, après linéarisation, et en omettant, pour le moment, les frais de transport et l'impôt:

(1) Pour de plus amples discussions sur ce point, voir A.W. Evans: «On the Theory of Valuations and Allocation of Time», Scottish Journal of Political Economy, February, 1971, pp. 10-12.

$$l_{n1}^* = \beta_0 + \beta_1 Z_1^* + \beta_2 A_0 + \beta_3 l_{n1} + \beta_4 h_w + \beta_5 S_1 + U_1$$

Ce que nous cherchons est simplement:

$$\frac{\partial l_{n1}^*}{\partial S_1} \Big|_{h_w = 0} : \quad \text{l'effet de la satisfaction personnelle sur}$$

le salaire demandé et partant, le salaire offert, si la femme mariée travaille.

Si on accepte que la productivité puisse se définir en termes de qualité de produit, alors  $\frac{\partial l_{n1}^*}{\partial S_1} > 0$  parce que si une travailleuse aime son travail alors elle le fera bien. D'autre part,

$$\frac{\partial h_1}{\partial S_1} = \frac{\partial h_1}{\partial W_1} \frac{\partial W_1}{\partial S_1}, \text{ or } \frac{\partial h_1}{\partial W_1} \geq 0, \frac{\partial W_1^*}{\partial S_1} > 0 \text{ par hypothèse: donc } \frac{\partial h_1}{\partial S_1} \geq 0.$$

Tel est l'élément négligé par la littérature existante. Et ce n'est pas le seul. En effet, la syndicalisation en est un autre. Elle a pour double but de diminuer la durée de la semaine de travail et d'augmenter le salaire horaire<sup>(1)</sup>. Le congé de maternité payé, cheval de bataille du CSF, qui assure un sentiment de sécurité, n'est pas mentionné non plus.

L'exclusion de ces éléments a des conséquences sérieuses. En effet, on se rappellera que  $\lambda_1$ , le biais de sélection, est calculé à partir de la probabilité de participation  $P_1$ . Or, nous soutenons que tous ces éléments ont un rôle capital et positif à jouer dans cette probabilité. Si donc  $P_1$  est mal spécifié,  $\lambda_1$  l'est à fortiori. Nous

(1) Voir: C.J. Parsley: «Labor Union Effects on Wage Gains: A Survey of Recent Literature», J.E.L., vol. 18, 1980.



affirmons donc que l'inclusion de tous ces éléments tendra à réduire  $\lambda_1$  dans l'équation d'offre de travail<sup>(1)</sup>, même si tel ne sera pas nécessairement le cas pour l'équation de demande, et ce pour des raisons inhérentes à la nature humaine et qu'on discutera en temps opportun.

D'un point de vue pratique, cette étude a deux avantages qui sont, à nos yeux, fort importants. En premier lieu, une meilleure spécification du vecteur des variables explicatives tendra à réduire l'importance du «panier» d'éléments résiduels. En second lieu, la disponibilité des données sur les préférences des femmes entre le travail et la maison, sur leur expérience, sur la durée d'arrêt de travail et sur le mode de travail qui a leur préférence, nous permettra d'estimer ce modèle sans faire appel à des approximations relevant plus de l'acrobatie théorique que de la réalité.

#### DESCRIPTION DES DONNÉES

Le catalogue de données dont nous disposons provient du ministère québécois du Travail et de la Main-d'oeuvre et date de 1978. Il a été réalisé grâce à un questionnaire envoyé, en 1977, à 14 580 femmes qui ont travaillé en 1974. Suite à des problèmes de communication cet échantillonnage fut réduit à 13 382. Jusqu'au mois de juillet 1977, 6 397 sondées ont répondu au questionnaire, soit un taux de réponses

---

(1) À la limite, ce biais devrait être non significatif si ces éléments ont tant soit peu d'importance.

de 47,8%. La production informatisée des données a débuté en février 1978. C'est la banque que nous possédons. Elle contient donc 6 397 observations sur lesquelles 2 755 femmes sont mariées soit 43,1%. Toutes ces femmes mariées ont travaillé en 1974. En 1977, 1 347 travaillaient encore, soit 48,8%. 1 840 étaient encore sur le marché du travail, soit 66,78%

Parmi toutes les femmes mariées, 59,4% ont une 12<sup>e</sup> année de scolarité ou moins. 15,1% ont un diplôme universitaire. 59,2% de ces dernières ont fait d'autres études et 39,5% d'entre elles travaillent dans l'enseignement et les services médicaux.

Parmi celles qui travaillent, 63,1% ont bénéficié d'un congé de maternité payé soit par l'employeur, soit par l'assurance-chômage, soit une combinaison des deux. D'autre part, 41,2% des travailleuses auraient préféré rester à la maison si elles avaient eu le choix et 41,4% d'elles sont syndiquées. À noter que seulement 17% travaillent, d'abord et avant tout, par satisfaction personnelle.

Par ailleurs, cet échantillon est composé surtout de femmes dont la langue maternelle est le français, soit 80,4%. Cet élément peut avoir d'après nous un certain effet sur le salaire offert.

Les raisons qui poussent les femmes à travailler peuvent se regrouper essentiellement en 3 catégories;

- le désir de contribuer au revenu familial: 60%;
- l'élément accomplissement de soi;
- le désir d'acquisition de biens durables tels que maison et voiture; 5,1%

Cette troisième raison se classe loin derrière les deux premières.

En ce qui concerne la situation de celles qui travaillent, on ne peut pas dire qu'elle soit brillante. En effet, 7,8% de celles-ci souffrent d'une quelconque discrimination sexuelle, soit au moment de l'embauche, soit sur le lieu de travail-même. 15,66% pensent qu'elles sont sur-employées et préféreraient une semaine de travail plus courte, contre 2% seulement qui pensent qu'elles sont sous-employées; 35% sont satisfaites de leur semaine de travail. Lorsqu'on a demandé à ces femmes d'indiquer le mode de travail qu'elles auraient souhaité avoir, les réponses se lisaient comme suit:

Tableau 7

Répartition des répondantes selon le choix d'horaire

Horaire choisi	Nombre	%
Temps plein	627	25,8
Horaire flexible	495	20,3
Horaire 4 jours	682	28,0
Horaire 5 jours	581	23,9
Autres	48	2,0

Source: Kim Chi Tran Van, *op. cit.*, p. 83.

Enfin, pourquoi y a-t-il des femmes qui ne travaillent pas?

Deux raisons semblent dominer:

1. Avec les obligations familiales, la semaine de travail est trop longue et trop chargée: 1,1%;
2. Des empêchements d'ordre familial font que travailler devient presque impossible: 12,4%.

Ces empêchements peuvent être de diverse nature même si les enfants restent toujours en tête, et de loin, comme en témoigne le tableau 8:

Tableau 8

Situation d'arrêt de travail à cause de la famille

Raisons de l'arrêt	Nombre	%
Les enfants	1 723	76,3
Trop de travail à la maison	58	2,6
Déménagement à cause d'un changement d'emploi du mari	135	6,0
Le mari ne voulait pas	114	5,1
Autres	227	10,1

Source: Kim Chi Tran Van, *op. cit.*, p. 96.

Lorsqu'on parle d'enfant, cependant, il semble que son éducation ou ses soins semblent être les facteurs déterminants plutôt que la difficulté (financière ou autre) de le faire garder. En effet, dans 35,2% des cas, c'est le père ou un proche parent qui assume cette tâche. La voisine intervient dans 13% des cas alors que la garderie ou la gardienne n'interviennent que pour 38% des cas (6,2% et 31,9% respectivement)

Mieux encore, les frais de garde ne semblent pas être si exorbitants: le tableau 9 illustre la ventilation de ces frais:

Tableau 9

Répartition des répondants selon les coûts  
de garde d'enfants par semaine

Montant payé	Nombre	%
0 \$	363	32,6
1 - 29 \$	324	28,9
30 - 54 \$	321	28,1
55 \$ ou plus	106	9,7

Source: Kim Chi Tran Van, *op. cit.*, p.115

Il est donc clair que ces données contiennent des informations très pertinentes, et elles vont nous permettre en particulier d'incorporer dans l'analyse classique de la théorie de l'offre du travail,

la dimension socio-psychologique. Cette dimension contient plusieurs éléments dont l'effet sur l'offre et/ou la demande de travail peut plus ou moins être déterminé a priori. Répétons que si ces éléments ne sont pas incorporés dans l'analyse, il en résultera nécessairement un biais d'omission.

### CONCLUSION

Ce que nous avons avancé dans ce chapitre est une contre-hypothèse voulant que l'effet de la satisfaction personnelle sur le salaire offert soit, non-nul  $\frac{\partial \ln W_1^*}{\partial S_1} \Big|_{hw=0} \neq 0$  contrairement à la littérature établie. En termes économétriques, dans l'équation (23), nous vérifions si  $\beta_6 \neq 0$ . Deux solutions sont possibles:

- 1°  $\beta_6 = 0$ , alors notre travail n'ajoutera pas de dimensions nouvelles à tout ce qui a été dit jusqu'ici;
- 2°  $\beta_6 \neq 0$ , alors la littérature existante a été acceptée malgré une faille importante, soit le biais d'omission dû à des éléments oubliés que nous subdiviserons en trois sous-groupes:

#### A: Le besoin de sécurité:

Parmi les éléments qui jouent un rôle important dans ce groupe, nous en retiendrons deux.

A1: Le congé de maternité payé

Ce facteur tend à apaiser, chez la femme mariée, la crainte de ne pouvoir reprendre son emploi après une naissance. Il contribue aussi à faire ressentir chez la femme un sentiment d'appartenance sociale. Ces deux sentiments conjugués contribueront, probablement, à lui faciliter sa double tâche: travailleuse-mère. La conséquence, dans ce modèle, sera tout d'abord d'augmenter la probabilité de participation. En deuxième lieu, bien que ce soit un coût, ce facteur peut avoir une influence positive sur le salaire offert par le marché. Puisque c'est un coût, il tendra à faire baisser le salaire, mais puisqu'il engendre un sentiment de sécurité, il peut faire augmenter la productivité et par conséquent, le salaire offert, donc son effet sera incertain.

A2: La syndicalisation

Si on accepte que le syndicat a comme objectif, entre autres, l'amélioration du bien-être de ses membres, on peut affirmer que cet élément aura une influence positive sur la probabilité de participation au marché du travail et le salaire offert. L'effet sur l'offre de travail proprement dit est cependant, à priori, moins clair parce que dépendant du degré de militantisme syndical et de la flexibilité technologique.

### B: Le besoin d'accomplissement

Ce besoin en est un de valorisation de soi. Une personne peut vouloir travailler pour se retrouver dans son travail. Ce besoin peut-il influencer l'indice de participation? On ne peut l'affirmer. Cependant, il est clair qu'une femme qui travaille par besoin d'accomplissement aura une productivité bien plus élevée<sup>(1)</sup> car la femme, en général, «veut avoir son mot à dire dans sa vie de travailleuse»<sup>(2)</sup>.

### C: Le besoin financier

Il a souvent été établi dans la littérature que la participation ou non au marché du travail dépend du volume des tâches familiales. Vu que nous possédons des données sur le nombre d'heures consacrées au travail domestique, nous aimerions vérifier la validité des résultats déjà en main. Se peut-il que la femme mariée travaille par besoin d'évasion et ce même si la charge familiale est lourde? Pouvons-nous dire que plus cette charge est lourde, moins d'heures elle consacrera au travail rémunéré?

Par ailleurs, il a été établi que le salaire du mari a toujours eu un effet négatif sur le nombre d'heures de travail offert par la femme. Cette constatation est-elle toujours aussi vraie? Est-il

---

(1) Si on se permet de mesurer la productivité par la qualité du travail accompli.

(2) Graham S. Löwe: «Problems and issues in the unionization of female workers» dans: Women and the Canadian Labour Force. S.S.H.R.C., Canada 1982, cat. #CR22-9/1981E.



possible que l'ampleur de la vague féministe ait poussé la femme mariée vers le marché du travail par souci d'indépendance et peur d'un futur incertain<sup>(1)</sup>? Quelle est l'importance relative du salaire du conjoint sur le nombre d'heures offert au marché?

Si une famille possède une maison, est-il possible que cela influence la décision de travailler de la femme?

En outre, est-ce que les coûts inhérents au travail (transport et garderie) jouent un rôle dans cette décision? Ou sont-ils considérés comme des coûts fixes et par conséquent inévitables?

Le chômage d'un des membres de la famille pousse-t-il l'autre à travailler plus ou exerce-t-il son effet décourageant<sup>(2)</sup>?

L'impôt sur le revenu, assez progressif au Québec, mis à part son effet altérant, a-t-il un effet démotivant ou, au contraire, engendre-t-il un nouvel effort pour compenser la fuite? Mieux encore, est-il perçu d'une façon ou d'une autre?

Finalement, quel rôle jouent les préférences personnelles sur la décision de travailler? Une femme ayant une attitude négative envers le travail, participera-t-elle quand même au marché du travail?

C'est à toutes ces interrogations que nous tenterons de répondre. Il va sans dire que chaque question posée fait allusion à des données que nous possédons. Quelques-unes des données sont observées pour

(1) Barbara R. Bergmann: «The Economic Risks of Being a Housewife», AER, vol. 71, no 2, May 1981.

(2) C'est la traduction du «discouraged worker hypothesis».

la première fois telles que les préférences personnelles, la satisfaction personnelle, la charge du travail, à la maison, etc ...

Avant d'attaquer le modèle d'Heckman, nous tenterons d'abord d'améliorer le modèle de Schultz.

## CHAPITRE IV

### ESTIMÉ D'UN MODÈLE NON-CORRIGÉ POUR LE BIAIS DE SÉLECTION

#### RÉSULTATS EMPIRIQUES

##### INTRODUCTION

Avant d'énoncer nos résultats empiriques, nous spécifierons les différentes subdivisions de ce chapitre.

Tout d'abord nous avons réestimé, avec nos données, le modèle Schultz. Puis, nous avons complété ce même modèle en introduisant les éléments que nous croyons pertinents. Finalement, nous nous sommes concentrés sur notre modèle et nous l'avons estimé de deux manières: d'abord en excluant l'effet altérant de l'impôt sur le revenu et ensuite en tenant compte de cette variable.

Il va sans dire que tout ce travail est fait en ayant présent à l'esprit que notre modèle souffre d'un biais de sélection. En d'autres mots, nous répondons à la question suivante: En prenant pour acquis que les moindres carrés ordinaires sont inappropriés pour estimer un modèle d'offre-demande de travail, peut-on quand même se permettre d'exclure les éléments socio-psychologiques?

## I - MODELE DE SCHULTZ

On se rappellera que la méthode adoptée par Schultz (1980) consistait en deux hypothèses alternatives:

- 1° soit utiliser seulement l'échantillonnage des femmes qui effectivement travaillent, et donc supposer que cet échantillonnage est représentatif;
- 2° soit utiliser l'échantillonnage au complet mais en attribuant alors aux femmes qui ne travaillent pas un salaire fictif obtenu à partir des données de celles qui travaillent (variables instrumentales).

Tout comme J. Cogan (1980), nous les appellerons les approches I et II.

### Le modèle à estimer

#### A. L'EQUATION DE DEMANDE

La spécification adoptée pour l'équation de demande est la suivante:

$$\ln W = \beta_0 + \beta_1 E + \beta_2 H + \beta_3 EX + \beta_4 (E) (EX) + \beta_5 CMAT + \beta_6 SS + \beta_7 UN + \beta_8 LANGUE + \beta_9 RESTM + U$$

où:

$\ln W$ : est le logarithme du salaire horaire brut, de la femme.

E: est son niveau d'éducation.

H: est le nombre d'années<sup>(1)</sup> où elle a été à l'écart du marché du travail.

EX: est le nombre d'années d'expérience qu'elle a accumulées dans son domaine de travail.

CMAT: est une variable muette égale à 1 si la femme bénéficie d'un congé de maternité payé, zéro autrement.

SS: est une variable muette égale à 1 si la femme travaille, d'abord et avant tout, pour satisfaction personnelle, zéro autrement.

LANGUE: est une variable muette égale à 1 si la langue maternelle de la femme est le français, zéro autrement.

RESTM: est une variable muette indiquant les préférences de la femme envers le marché du travail. La question qui a été posée ici est la suivante: «Si vous aviez le choix, aimeriez-vous rester à la maison?» Nous avons codé les réponses comme suit:  
OUI = 1      NON = 0.

U: est un vecteur d'erreurs résiduelles que nous avons supposé  
 $U \sim N(0, \sigma_u^2)$ .

(1) Il est important de noter ici que H est observé, et non estimé comme c'est le cas dans la majorité des études antérieures.

Ce modèle est estimé en faisant appel aux moindres carrés ordinaires et nous nous sommes concentrés surtout sur la comparaison de notre approche avec celle de Schultz (1980, ch. 1).

Les variables que nous avons utilisées pour cette étude peuvent être divisées en deux blocs dont le premier sera constitué de variables retraçant les caractéristiques personnelles de la femme, au sens large, alors que le deuxième bloc sera formé, tout comme le premier, de caractéristiques personnelles, mais qui ont trait à l'aspect sécurité de soi de la femme. Sécurité qui, croyons-nous, la rendra plus productive.

Dans le premier bloc, nous avons utilisé les variables qui ont déjà été retenues dans des études antérieures. Cependant, l'interprétation que nous leur donnons diffère. Ainsi, l'âge de la femme, son âge à son premier mariage, le nombre des enfants de moins de six ans, ont été retenus dans la littérature comme variables indicatrices de son niveau d'expérience<sup>(1)(2)</sup>. Or, nous avons des informations détaillées sur cette expérience.

Par ailleurs, le nombre d'années d'éducation est supposé augmenter le salaire offert. Mais la scolarité est un investissement: or un investissement plus risqué commande un rendement plus élevé. Le risque ici, étant associé à la diminution du nombre d'employeurs potentiels. D'un autre côté, une scolarité plus élevée contribue à diminuer les frais d'entraînement. L'âge quant à lui sera principalement un

(1) Voir Nakamura et al., *op. cit.*, p. 25.

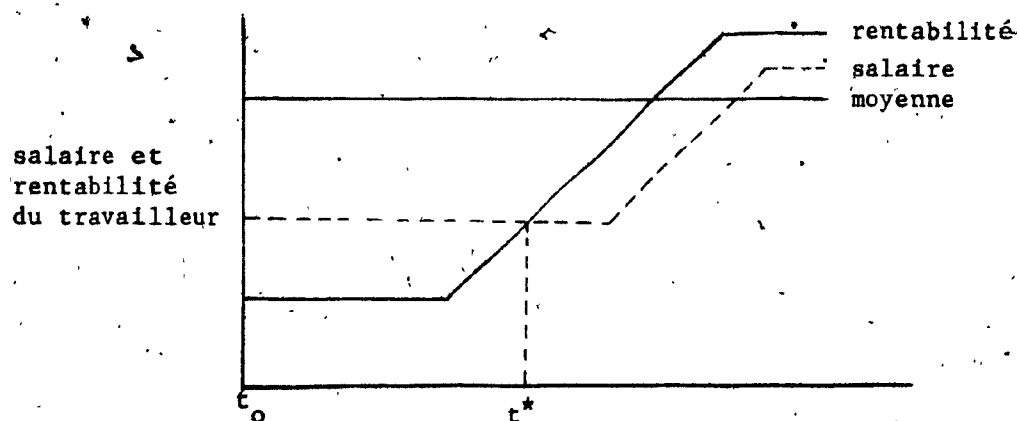
(2) Pour le crédit des différents auteurs, il faut dire que ce choix a été dicté par la disponibilité des données.

indicateur de la stabilité potentielle de l'employée. On offrira un salaire plus élevé à une employée qu'on pensera plus stable. Ainsi, on ne l'aura pas formée en vain.

L'expérience du travail à faire, ou du marché du travail en général, a un double rôle. Elle aura un effet positif sur le salaire offert en plus de ne nécessiter que très peu d'apprentissage. Mais aussi, elle peut avoir un effet négatif sur le salaire offert si l'employeur juge qu'il est plus rentable d'engager une « inexpérimentée » et de l'entraîner. Pour comprendre ce point, référons-nous au graphique suivant<sup>(1)</sup>:

Graphique 2

Salaire et rentabilité



(1) Tiré de J.M. Cousineau, «Economie du travail», ch. 1, p. 9.  
Ed. Gaétan Morin, 1981.

Règle générale, durant l'apprentissage, le nouvel employé coûtera plus cher en salaire que la valeur de sa productivité. Ce sera le cas de  $t_0$  à  $t^*$ . Après  $t^*$ , l'inverse se produira. L'employé ayant une expérience, lui, n'aura pas besoin d'une période de formation mais exigera un salaire sensiblement plus élevé. Quand choisira-t-on alors d'embaucher un employé sans expérience? Lorsque, entre  $t_0$  et  $t^*$ , la valeur actuelle de l'excédent salarial demandé par un salarié expérimenté dépassera la valeur actuelle des coûts d'entraînement. Ceci est vrai si à partir de  $t^*$ , les deux ouvriers ont le même rendement.

Il est à noter que ce comportement est compatible avec l'hypothèse de rationalité du producteur puisqu'il se situe à court terme. Par ailleurs, il est aussi compatible avec l'objectif de maximisation de profits.

La durée du retrait du marché du travail<sup>(1)</sup>, d'autre part, peut contribuer à une baisse du salaire offert car même si la femme qui réintègre le marché du travail fait montre d'une certaine stabilité, il n'empêche qu'elle aura perdu de l'expérience (perte due au développement technologique ou autre), elle aura avancé en âge ce qui peut effacer sa santé, ou tout simplement, elle pourra avoir développé des préférences pour le travail à la maison ou les loisirs.

Dans le second bloc de variables qui, à notre avis, ont été délaissées par la littérature, nous avons considéré les variables suivantes:

---

(1) C'est notre traduction du mot anglais «HIATUS».



- 1° L'attitude envers le travail: il est clair que toute attitude négative tendra à exercer une pression vers la baisse sur le salaire offert. Par ailleurs, il est à noter que cette information peut être extraite soit au moment de l'embauche par un questionnaire adéquat, soit en étudiant le comportement des travailleuse sur le lieu du travail, ce qui entraînera alors un changement dans le taux d'augmentation du salaire.
- 2° La langue: il est généralement reconnu que les Canadiens français et les catholiques romains ont des attitudes conservatrices quant au «travail des femmes». Si tel est le cas, non seulement le salaire demandé par la femme sera plus élevé<sup>(1)</sup> mais aussi le salaire offert par le marché sera plus faible, car dire que «je suis canadienne française», pour une femme, équivaudrait à reconnaître implicitement l'attitude sociale et traditionnelle envers le travail des femmes. Ce n'est pas là notre avis, tant s'en faut. Il nous est très difficile de supporter de tels arguments dans les années 80. Par ailleurs, nul ne peut nier le fait que le Québec est une entité distincte, au Canada, ne serait-ce que par sa langue. La Loi 101 québécoise<sup>(2)</sup> et la loi fédérale<sup>(3)</sup> sur le bilinguisme et le multiculturalisme ne sont qu'une reconnaissance publique et officielle de ce fait. En incluant, dans cette

(1) Selon Nakamura (p. 39), ceci sera le cas pour justifier leur «comportement non-traditionnel».

(2) Adoptée par l'Assemblée Nationale du Québec le 26-08-77:

(3) Loi C-02 adoptée par le Parlement fédéral en 1970.

étude une variable pour tenir compte de la langue, nous voulons savoir si les entreprises nationales offrent le même salaire à celles dont la langue n'est pas celle des affaires. Cette discrimination, même si interdite, peut être exercée comme nous le verrons plus loin.

3° La satisfaction personnelle: cette variable jouera, pour nous, un rôle-clé. Nous croyons qu'elle fera augmenter le salaire offert significativement car elle est reliée à la productivité.

4° Le congé de maternité payé et la syndicalisation: ces deux variables ont pour rôle premier de combler un besoin de sécurité. Avec une sécurité accrue, les soucis diminuent et la productivité ne peut que s'en ressentir favorablement. Mieux encore, les syndicats ont comme objectif le bien-être de leurs membres. Un salaire plus élevé contribue au bien-être financier.

Les résultats du tableau 10 ne sont pas surprenants. Cependant, nous apporterons trois précisions supplémentaires:

- a) L'expérience du marché du travail, bien qu'ayant le signe adéquat, est totalement non significative. Ce fait peut s'expliquer de plusieurs façons:
- soit les entreprises optent de plus en plus pour la formation de leur propre personnel;
  - soit l'expérience perd de son importance si par exemple

Tableau 10

Estimé des paramètres de l'équation de demande (a).

Paramètres	Approche	OLS: Shultz (1980)	OLS: notre estimé
constante		.8140 (.3231)*	- .2808 (.3423)
E		.1929 (.0147)*	.1316 (.0139)*
H		0	-.0134 (.00452)*
EX		.00407 (.00538)	.0023 (.0049)
(E)(EX)			.05189 (.00526)*
CMAT			1.7876* (.1915)*
SS			.7156 (.2145)*
UN			1.4616 (.1879)*
LANGUE			-1.0105 (.1689)*
RESTM			-.05910 (.05854)
R multiple			.49097
R <sup>2</sup>			.24105
R <sup>2</sup> ajusté			.23732
Déviati on standard			3.41071
Nombre d'observations			.1840

(a): La variable dépendante étant  $1/W$ , les chiffres entre parenthèse sont les erreurs standards. Une variable est considérée significative si  $t \geq 1.96$  et si l'erreur standard est marquée d'un astérisque (\*).

son coût a diminué dans le temps;

- soit tout simplement ce phénomène est dû à l'arrivée massive sur le marché du travail québécois de jeunes<sup>(1)</sup> déjà formées qui nécessitent d'autant moins d'entraînement et de formation, mais qui exercent une certaine pression sur ce marché, d'où une offre excédentaire.
- ou alors cette variable est sujette à la multicollinéarité.

b) L'attitude envers le marché du travail, que nous avons représentée par les préférences personnelles, est à peine significative à 85% et ce, même si son signe est adéquat.

Ce résultat peut être dû soit à la non-pertinence des préférences individuelles<sup>(2)</sup>, soit tout simplement à une aberration d'ordre statistique.

c) La langue française des travailleuses a un effet nettement négatif sur le salaire offert. Serait-ce dû à l'effet de conservatisme? Nous croyons que non. En effet, depuis 1825, le taux de participation des femmes mariées québécoises n'a cessé d'augmenter et ceci pour plusieurs raisons:

- 
- (1) Cette vague de jeunes arrivées serait due principalement au «baby boom» des années fin 50 et soixante.
  - (2) Il ne faut pas oublier que l'échantillonnage en considération est composé uniquement de femmes qui travaillent.

- 1° La naissance du phénomène inflationniste depuis le début des années '70<sup>(1)</sup>;
- 2° L'augmentation du risque d'être ménagère<sup>(2)</sup>;
- 3° Le mouvement de «prise de conscience» des femmes et du rôle qu'elles doivent jouer dans la société.

Il est difficile de croire qu'avec l'interaction de tous ces phénomènes le conservatisme puisse garder une place prépondérante.

Une explication possible reste à envisager: le français n'est pas «la langue des affaires». Par conséquent, le salaire s'en ressent. Les autres variables portent, toutes, les signes appropriés et sont largement significatives. Deux constatations s'imposent cependant; le retrait temporaire du marché du travail affecte négativement le salaire offert par le marché. Cet effet est largement significatif. Ce fait peut s'expliquer de différentes façons: un premier retrait peut engendrer un second, donc on peut soupçonner une certaine instabilité chez l'employée potentielle.

Mais surtout, un retrait du marché du travail engendre nécessairement une perte d'un certain nombre d'années d'expérience qui, autrement, auraient pu être accumulées.

Ajoutons à ceci le fait que l'employée peut avoir perdu, à cause de son absence, des connaissances technologiques nouvelles et on

---

(1) B.T. Niemi, C.B. Lloyd, «The impact of Inflation on Labor Force Participation and the Distribution of Household Income», AER, vol. 71, no 2, May 1981.

(2) B.R. Bergmann, *op. cit.*

trouvera nécessairement une corrélation négative entre le taux de salaire horaire et la durée d'arrêt de travail<sup>(1)</sup>. Les variables non considérées par la littérature, ont toutes le bon signe et sont significatives. Par conséquent, toute étude, aussi complète soit-elle, qui ne prend pas en considération ces éléments verra ses résultats biaisés dès le départ. La pertinence de la lutte des femmes, mariées ou non, pour l'égalité des chances vient donc d'être vérifiée statistiquement. Ces résultats renforcent les spécifications théoriques qu'on trouve dans les modèles économiques des gains et de leur répartition<sup>(2)</sup>.

En particulier, nous remarquons que les variables d'ordre psychologique UN et CMAT, celles qui ont motivé, en partie, cette étude, sont largement significatives et ont le signe positif. Ce signe ne peut être déterminé à priori parce que ces deux variables comportent des coûts et des bénéfices;

# 1. Les coûts

## 1.a. Les coûts du syndicalisme

Parmi ceux-ci, il y a tout d'abord les augmentations salariales consenties suite à des négociations et/ou conflits. Ces augmentations n'auraient probablement pas été consenties si chaque travailleur avait eu à négocier séparément son salaire.

(1) Ce résultat est conforme à ceux trouvés par P. Kuch et W. Haessel dans «Analysis of Earnings in Canada», Statistics Canada, cat. 79-758E.

(2) Voir P. Kuch and W. Haessel: «An Analysis of Earnings in Canada», cat. 79-758-E, p. 39.

Viennent ensuite les coûts associés à tout arrêt de travail en cas de conflit en plus des coûts directs reliés au dégagement de représentants syndicaux pour fins de négociations.

À ces coûts monétaires, il ne faudrait pas oublier d'ajouter les coûts psychiques dus au pouvoir grandissant des travailleuses suite à la syndicalisation<sup>(1)</sup>. Il est clair que ce pouvoir ne peut s'acquérir qu'au détriment de celui des employeurs.

#### 1b. Les coûts du congé de maternité

Ils sont de deux sortes: les coûts monétaires directs et indirects. Les coûts monétaires directs sont essentiellement les déboursés en dollars, et s'il y a lieu, selon la durée du congé consenti, les coûts indirects: coûts de recherche de remplaçante, d'engagement et d'entraînement<sup>(2)</sup>. Dans notre échantillon, le congé de maternité est payé, dans la quasi-totalité des cas, par le Gouvernement fédéral sous forme d'allocations d'assurance-chômage.

#### 2. Les bénéfices

Les bénéfices de la syndicalisation et du congé de maternité sont une augmentation du pouvoir d'achat de l'employée et une sécurité d'emploi (donc de revenu) accrue. Cette sécurité se reflètera sur sa productivité d'une façon positive.

(1) Ce point est discuté sous une forme un peu différente dans: M. Kalecki, «The Political Aspects of Full-Employment» in: «Essays on the Dynamics of Capitalist Economy», ch. 12, O.U.P.

(2) Oi, W.Y., «Labor as a Quasi-Fixed Factor», J.P.E., déc. 82.

Les résultats obtenus nous portent donc à croire que les bénéfices, que l'employeur perçoit, l'emportent sur les coûts. Ce qui explique le signe positif dans le tableau 10, des variables considérées.

#### B. L'ÉQUATION D'OFFRE DE TRAVAIL

Dans cette partie, nous allons estimer les équations suivantes:

$$h_i = \alpha_0 + \alpha_1 W_i + \alpha_2 Tr_i + \alpha_3 TRM_i + \alpha_4 INCH_i + v_i$$

où:

$h_i$  est le nombre d'heures travaillées par semaine

$Tr_i$  sont les frais de transport au travail assumés par la femme  $i$

$TRM$  est le nombre d'heures consacrées aux soins et éducation des enfants à la maison plus le nombre d'heures consacrées au magasinage

$INCH$  étant le revenu du mari et,

$v_i$  étant un vecteur de résidus.

Le nombre d'heures de travail domestique nous est fourni par les observations recueillies; ce qui nous permet de renoncer à l'utilisation du nombre d'enfants et de leur âge pour évaluer ce travail, comme ce fut le cas dans toutes les études antérieures. Cette charge familiale a pour rôle de renforcer la contrainte-temps sur la femme: plus la charge est grande, moins le nombre d'heures disponibles pour le marché du travail sera grand.



Les coûts du transport au travail incluent aussi les frais de garderies des enfants en bas âge (tableaux 11 et 12). Les coûts de transport, proprement dit, jouent un double rôle. Du fait qu'ils augmentent avec la durée, la contrainte temps se trouve compressée d'autant. D'autre part, ces coûts réduisent le budget consommation. Cependant, ils sont en même temps incompressibles puisque dépendants du choix de la résidence. Leur effet final peut donc être positif ou négatif mais il demeure indéterminé à priori étant donné les effets «de temps» et de revenu.

Quant aux coûts de garderie des enfants, leur effet peut être facilement prédit positif. En effet, l'existence même des garderies a pour effet de relâcher la contrainte temps. Ce temps supplémentaire disponible, la femme mariée peut le consacrer au travail rémunéré<sup>(1)</sup>. Ceci peut être d'autant plus vrai si la femme a accès à des substituts pour son temps à la maison à des coûts raisonnables, voire même faibles. Dans notre échantillon, les modes et coûts de garde des enfants sont les suivants:

---

(1) Voir J. Heckman: «Sample Selection Bias as a Specification Error», in P. Smith «Femal Labor Supply: Theory and Estimation», PUP, 1980, ch. 5, pp. 234-237.

Tableau 11

## Mode de garde pour les enfants

Mode	%
Père	12,1
Garderie	6,2
Gardiennne	31,9
Voisine	13,0
Proche parent	23,1
Pré-maternelle ou maternelle	0,6
Enfant se garde seul	13,0

Source: Kim Chi Tran Van, *op. cit.*, p. 113

Il est important de constater que 61,5% des répondantes paient moins que 30\$ par semaine pour faire garder leurs enfants, de ce nombre, 38,2% paient une somme négligeable.

La variable salaire ( $l_{W_1}$ ) peut affecter l'offre de travail négativement ou positivement selon la force de l'effet de revenu par rapport à celle de l'effet de substitution.

Il en est de même pour le salaire du mari (INCH). Cependant, si la femme mariée est consciente des risques qu'elle encourt (B. Bergmann, 1981) et si elle craint le risque, il ne serait pas alors étonnant que cette variable n'ait aucun effet significatif sur l'offre de travail. Mieux encore, il ne serait même pas surprenant qu'elle ait un signe positif.

Tableau 12

## Coût de garde des enfants/semaine

Montant en \$	%
\$ 0	32,6
1 - 14	5,6
15 - 19	6,2
20 - 24	6,8
25 - 29	10,3
30 - 34	9,7
35 - 39	5,6
40 - 44	6,1
45 - 49	2,2
50 - 54	4,5
55 et plus	9,7

Source: Kim Chi Tran Van, *op. cit.*, p. 115  
- tableau corrigé.

Le résultat de cette première régression est résumé dans le tableau 13.

Il est incontestable que cette régression porte à discussion. En effet, le salaire porte le bon signe (théorique), le salaire du mari semble suivre le diagnostic de Bergmann et le travail à la maison n'est même pas significatif en plus d'un  $R^2$  assez faible. Nous avons alors pensé améliorer cette régression en y ajoutant des variables pertinentes. Nous avons choisi la forme suivante:

Tableau 13

Estimé des paramètres de l'équation d'offre  
 La variable dépendante étant le nombre d'heures  
 travaillées par semaine

Variables explicatives	Coefficients	Erreur standard
$l_n^W$	.17251 E-04	.649157 E-05*
$TR_1$	.10044 E-06	.41174 E-07*
$TRM_1$	-.5388 E-01	.6453 E-01
INCH	.18663 E-03	.29465 E-04*
R multiple	.20361	
$R^2$	.04146	
$R^2$ ajusté	.03901	
nombre d'observations	1901	

$$h_1 = \alpha_0 + \alpha_1 AGE + \alpha_2 SS + \alpha_3 UN + \alpha_4 TRM + \alpha_5 TR + \alpha_6 Maison +$$

$$\alpha_7 Injustice + \alpha_8 Langue + \alpha_9 INCH + \alpha_{10} CMAT + \alpha_{11} l_n^W + V$$

où:

Maison: est une variable muette égale à 1 si la femme travaille pour payer la maison, 0 autrement

Injustice: est une variable muette égale à 1 si la femme souffre d'une injustice quelconque (discrimination sexuelle par exemple) sur le lieu du travail, 0 autrement

Âge: est l'âge de la femme.

Toutes les autres variables sont telles que définies précédemment.

Nous avons introduit l'âge comme variable de «contrôle de l'en-nui». En effet, il est possible que lorsque la femme mariée avance dans l'âge et que les enfants quittent le foyer familial, elle ait plus de temps libre et par conséquent elle veuille consacrer plus d'heures au travail rémunéré.

La maison, elle, est une source de travail supplémentaire mais elle entraîne aussi des déboursés supplémentaires. Donc, elle peut aussi bien diminuer l'offre de travail (via l'effet temps) que l'augmenter (via l'effet de revenu disponible). L'injustice, nous l'avons incluse pour contrôler la réaction des femmes mariées vis-à-vis de toute forme de discrimination. Il est possible que la femme sujette à la discrimination travaille plus fort et plus longtemps pour prouver sinon sa supériorité, du moins son égalité vis-à-vis de son collègue mâle. Il est aussi possible que par ce biais elle prenne son travail plus à coeur. Les résultats de cette deuxième régression sont reportés au tableau 14.

Avant même de commencer le tableau 14, une précision d'ordre théorique est nécessaire. La courbe d'offre de travail d'un individu s'obtient directement à partir d'une maximisation d'une fonction d'utilité  $U$  telle que  $U = U(X, L)$  ou  $X$  est un vecteur de biens et  $L$  le Loisir. Cette maximisation se fait sous une contrainte budgétaire de la forme générale:

$$R_0 + wT = \sum_{i=1}^n P_i X_i + wL$$

où le signe d'égalité est garanti par l'axiome de la non-satiété et où  $R_0$  est la richesse de départ. La maximisation de  $U$  sous la contrainte budgétaire donnera une fonction de demande Marshallienne pour le loisir et une pour le bien  $X$  telles que:

$$L = L(R_0 + wT, w, P)$$

$$X = X(R_0 + wT, w, P)$$

Or, la demande de loisir n'est rien d'autre qu'une offre de travail puisque  $h = T - L$ . Soulignons en passant que la particularité de l'économie du travail est que:

Premièrement, le salaire apparaît des deux côtés de la contrainte budgétaire et deuxièmement, à chaque changement du taux de salaire  $w$ , il y a une réévaluation du temps ( $wT$  change chaque fois que  $w$  change puisque  $T$  est donné).

On peut obtenir, à partir de la fonction de demande  $L$ , l'équation de Slutsky qui donnera, entre autres,  $\frac{\partial h}{\partial w} \Big|_{\bar{U}}$  nécessairement non négative car l'effet d'une augmentation du taux de salaire sur la demande de loisir a:

- 1° un effet de substitution négatif;
- 2° un effet de revenu positif si le loisir est un bien normal;
- 3° un effet de réévaluation du temps: positif.

L'effet total sur le loisir sera donc indéterminé à priori. Donc, l'offre de travail est décroissante en termes d'effet revenu et

Tableau 14

Estimé des paramètres de l'équation d'offre

La variable dépendante étant  $h_1$ 

Variables explicatives	Coefficients	Erreur standard
Age	.10748	.053854*
SS	1.0987	1.4736
UN	- 4.4712	1.3391*
TRM	- .6965	.3981
TR	.04919	.02448*
Maison	- .4101	2.7222
Injustice	- .5862	1.2783
Langue	- .5217	1.5746
INCH	- .00039	.000088*
CMAT	- .2157	1.3671
$1 W_n$	- .50907	.1727*
constante	47.4052	3.1013*
R multiple	.21553	
$R^2$	.04645	
$R^2$ ajouté	.03951	
Déviati on standard	23.43442	
Nombre d'observations	1840	

Toutes les variables marquées d'un astérisque (\*) sont significatives à au moins 95%.

croissante en termes d'effet de substitution, et l'effet total sera positif ou négatif selon la valeur combinée de ces trois éléments. Si l'effet de revenu l'emporte sur l'effet de substitution, on parlera alors de la rare et controversée courbe d'offre à rebroussement.

Comme on peut le remarquer dans le tableau 14, les variables explicatives ont généralement le bon signe mais leur degré de signification diffère sensiblement. Ainsi, si la satisfaction personnelle joue un rôle déterminant dans le salaire offert par le marché, elle n'a aucun rôle à jouer dans l'offre de travail et de plus, elle a le signe inadéquat. Par ailleurs, le fait d'être syndiqué engendre la réduction de la semaine de travail, puisque c'est là un des objectifs de la lutte syndicale.

D'autre part, dans ce modèle un peu plus complet, l'hypothèse de Bergmann ne semble pas tenir. En effet, le salaire du mari est non seulement largement significatif mais il a aussi le bon signe. Il semblerait donc, à première vue, que les femmes mariées québécoises ne craignent pas le risque ou qu'elles n'y songent pas. Quant aux coûts de transport, il semble que les femmes mariées ont tendance à travailler plus d'heures pour compenser le manque à gagner grugé par ces coûts qui, incidemment, ne cessent d'augmenter. Ce fait peut s'expliquer, entre autres, par la nécessité d'un certain minimum de revenu dans le cas des familles à faible revenu.

Les variables concernant le fait de travailler pour payer sa propre maison, les tâches domestiques, l'injustice, la langue maternelle et le congé de maternité, ne semblent avoir aucun effet significatif



sur l'offre de travail.

Finalement, nous avons refait la même régression mais en remplaçant  $l_n W$  par  $\bar{l}_n W$  obtenu de la régression de l'équation de demande. Les résultats furent sensiblement les mêmes. Faisons quand même à ce sujet une certaine mise au point technique;

Considérons les deux équations suivantes:

$$l_n W_i = \alpha_0 + \alpha_1 X_i \quad \text{et}$$

$$h_i = \beta_0 + \beta_1 l_n W_i + \beta_2 X_i^1 \quad \text{avec} \quad X_i^1 \in X_i$$

Si on régresse  $h_i$  sur  $\bar{l}_n W_i$ , obtenu de la première équation, et puisque, dans notre hypothèse,  $X_i^1$  est un élément de  $X_i$ , il y a risque de sévère multicollinéarité. Nous avons vérifié l'existence de cette anomalie par le test  $F_1^{(1)}$  et le résultat fut négatif. Donc, nous avons été incapables de retenir l'hypothèse de l'existence d'une multicollinéarité. Ce qui s'explique facilement car même si chaque élément du vecteur  $X_i$  affecte significativement  $\bar{l}_n W_i$ , il n'y a multicollinéarité que si  $X_i^1$  explique, à lui seul, une large part du comportement de  $\bar{l}_n W_i$ . Ce qui n'est, précisément, pas le cas.

On remarquera qu'entre les tableaux 14 et 15, il y a deux différences majeures:

1° L'inclusion des taxes, au sein du tableau 15, fait en sorte

(1) Voir Johnston: «Econometric Methods», 2nd Edition, McGraw-Hill, pp. 159-166.

Tableau 15

Estimé des paramètres de l'équation d'offre  
en présence explicite de l'impôt

Variables explicatives	Coefficients	Erreur standard
ME.	- .006268	.00354*
t ME	.020277	.001490*
INCH	.001884	.003089
Maison	.434760	2.417238
Injustice	- .699419	.661115
TR	.0107884	.021596
TRM	- .0721174	.021587*
CMAT	3.912685	1.10817*
UN	- 2.322228	1.00753*
SS	- .779599	.442033
$\rho$	3.23	10.5338*
constante	49.6645	10.5338*
$T^{(a)}$	- 1.062145	.482777*
$R^2$	.23592	
$R^2$	.23177	
R multiple	.48572	
Nombre d'observations	1801	

Toute variable marquée d'une astérisque a un  $t \geq 1.96$ .

(a) L'explication de cette variable est fournie dans les pages qui suivent.

que la variable congé de maternité (CMAT) change de signe. Ceci est explicable si l'exclusion des taxes induit les autres variables à jouer un rôle de panier d'erreurs.

- 2° La deuxième différence est l'exclusion du tableau 15 de la variable âge. Cette exclusion est due à plusieurs facteurs: tout d'abord l'âge influence plus la décision de participation que le nombre d'heures offert d'autant plus que ce nombre peut être une contrainte. Deuxièmement, cette variable a été délaissée en conformité avec la littérature. Troisièmement, nous ne croyons pas que la Québécoise moyenne tienne compte de son âge quand elle décide d'offrir x heures de travail et de toute façon, cette variable influera, via la demande, sur les variables gain marginal et travail à la maison.

Un dernier éclaircissement est nécessaire: chaque fois que nous avons considéré le salaire de la femme, nous l'avons utilisé sous sa forme nette de taxes. Cependant, les résultats obtenus ne nous ont pas permis de dégager un degré de perception de ces taxes. Alors, nous avons essayé d'estimer un modèle à la Rosen<sup>(1)</sup>.

(1) H.S. Rosen: «Tax Illusion and the Labor Supply of Married Women», RES, 1976.

La méthode utilisée par H. Rosen (celle que nous avons adoptée) est la suivante:

Définition: 
$$ME = \frac{dE}{dH} = \frac{d(H \cdot W(H))}{dH} = H \cdot W' + W(H)$$

où E sont les gains tautaux.

Pour éviter le problème technique de la concordance des variables explicatives entre deux individus (qui peuvent avoir un HE différent), nous avons, nous aussi, choisi d'évaluer HE à 1500 heures/année de travail ce qui, par le fait même, élimine tout problème de corrélation.

Le modèle à estimer est le suivant:

$$h_1 = \beta_0(1-\rho t)ME_1 + \beta_1 INCH + \beta_2 Maison + \beta_3 Injustice + \\ \beta_4 TR + \beta_5 CMAT + \beta_6 UN + \beta_7 TRM + \beta_8 SS + u_1$$

où:

$t$  : est le taux marginal<sup>(2)</sup> d'imposition

$ME$  : est le gain marginal

$\rho$  : est le degré de perception des impôts.

Pour calculer le gain marginal, nous avons le choix entre la méthode de Rosen, soit 1500 heures/année, ou bien regarder simplement combien le sujet  $i$  paierait d'impôt s'il travaillait une heure de plus. Nous avons opté pour cette dernière solution qui est, d'ailleurs, adoptée par Nakamura et Nakamura (1981). Les résultats sont énumérés au tableau 15.

Les résultats de cette régression confirment ceux obtenus par Nakamura et al. (1981). En effet, dans leur étude, la valeur de  $\rho$  oscillait entre un minimum de -12.85 et un maximum de 8.37 selon le groupe d'âge. Leur interprétation étant que si la valeur de  $\rho$  est supérieure à 1, les individus ont tendance à sous-estimer l'importance de l'impôt sur le revenu et si  $\rho$  est inférieure à 1, ils surestiment cette importance. La valeur 3.2 que nous trouvons, tombe dans l'intervalle de Nakamura et signifierait donc une sous-estimation de l'importance de l'impôt sur le revenu. Par ailleurs, par mesure de précaution, nous

---

(1) Taux fédéral et provincial.

avons refait la même régression mais en considérant, cette fois-ci, non pas le taux marginal d'imposition mais le plein montant d'impôt sur le revenu payé par une femme<sup>(1)</sup>. Il est important de remarquer la différence entre ces deux méthodes. En effet, réécrivons les deux équations:

$$h^1 = \beta_0 (1 - \rho t) ME + \sum \beta_i X_i + \epsilon_i$$

$$h_1 = \alpha_0 (W - T) + \sum \alpha_i X_i + \epsilon_i$$

où:

W : est le taux de salaire horaire de la femme et

T : est le montant d'impôts payés de telle sorte que

(W - T) = salaire net.

Si on regarde la première équation, on s'aperçoit que l'effet du taux marginal de taxation, sur l'offre de travail, est composé de trois éléments:

Un effet de revenu, un effet de substitution et un effet de perception dont  $\frac{\partial h_1}{\partial t} \frac{1}{ME} = -\beta_0 \cdot \rho \cdot ME$

Par dollar supplémentaire gagné, cet effet est de:

$$\frac{\partial h_1}{\partial t} \frac{1}{ME} = -\beta_0 \cdot \rho$$

Or, si on regarde la deuxième équation, cet effet est seulement de  $-\alpha_0 = \frac{\partial h_1}{\partial T}$ . La différence est claire. Alors que dans la première

(1) Il va sans dire que l'hypothèse implicite consiste à considérer le mari et sa femme, pour fins d'impôts, comme indépendants. De plus, toutes les déductions et allocations permises par la loi, en vigueur en 1978, ont été considérées.

équation on considère un pivotage de la contrainte budgétaire, dans la deuxième équation, on considère un déplacement complet, vers la gauche, de cette même contrainte. Dans le premier cas, on altère tous les rapports de prix, y compris celui du loisir-travail, dans l'autre, on altère seulement ce dernier.

Encore une fois, les résultats ont prouvé que l'impôt sur le revenu a un effet altérant significatif ( $t_T = 2.20$ ). Il nous reste à répondre à une question: Quelle est la portée de ce modèle? La réponse est claire: Aucune. Nous avons réussi à prouver que même dans un modèle à la Schultz, simple et classique, l'oubli de quelques variables d'ordre normatif conduit à des résultats biaisés. Cependant, ne perdons pas de vue que nous étions en train d'utiliser un modèle qui souffre déjà d'un biais: le biais de sélection. La question qu'il faut se poser maintenant est la suivante:

«Dans un modèle dénué de biais de sélection, l'oubli de variables d'ordre normatif<sup>(1)</sup> peut-il conduire à des coefficients biaisés? En d'autres mots, pouvons-nous améliorer la littérature existante?»

C'est à cette question que nous répondrons dans la deuxième partie de cette étude.

---

(1) Ce qui a, effectivement, été fait dans la littérature existante.

## CONCLUSION

À ce stade-ci, examinons ce que nous avons observé dans cette première partie. Tout d'abord, nous avons trouvé que la satisfaction personnelle augmente le salaire offert à la femme de presque un pour cent. Le fait qu'elle soit syndiquée augmente ce même salaire de 1.5% et le congé de maternité de 1.7%. La somme de ces augmentations est de l'ordre de 4%.

Par ailleurs, la femme mariée québécoise perçoit adéquatement l'impôt sur le revenu (ce qui est une preuve de rationalité) mais aussi, en étant syndiquée, elle a réussi à diminuer le nombre d'heures offertes *Ceteris Paribus*, d'environ 4.5 heures.

Avec ces chiffres en main, nous réalisons donc l'impact de l'oubli de quelques variables, en économie du travail.

DEUXIÈME PARTIE

ESTIMÉ D'UN MODÈLE DÉNUÉ DE BIAIS DE SÉLECTION



## CHAPITRE V

### ESTIMÉ DE LA PROBABILITÉ MARGINALE DE PARTICIPATION

#### INTRODUCTION

Jusqu'à présent, nous nous sommes concentrés sur l'estimation d'un modèle de marché de travail en utilisant les moindres carrés ordinaires. Encore une fois, nous avons prouvé, hors de tout doute, qu'un tel modèle souffrait d'un biais d'omission.

Cependant, la méthode des moindres carrés ordinaires, appliquée au marché du travail, souffre d'un autre biais, le biais de sélection. En effet, les moindres carrés ordinaires présupposent, essentiellement, l'éventualité suivante: que les femmes qui travaillent représentent directement ou indirectement l'ensemble des femmes, qu'elles travaillent ou pas. Or, il a été prouvé que cette hypothèse est trop restrictive pour être retenue.

Il serait alors intéressant de voir si les moindres carrés ordinaires, dénués du biais de sélection, souffrent toujours d'un biais d'omission lorsque les variables d'ordre socio-psychologiques sont omises. C'est ce à quoi nous essaierons de répondre.

Avant d'entreprendre l'estimation du modèle, il est peut-être préférable de se rappeler le problème de base. Soit  $l_n^W$  le salaire offert par le marché. On peut l'écrire sous la forme:

$$l_n^W = \alpha_0 + \alpha_1 X_1 + \epsilon_1 \quad (32)$$

Soit  $l_n^{W*}$  le salaire demandé par la femme pour l'induire à travailler.

On l'écrit sous la forme:

$$l_n^{W*} = \beta_0 + \beta_1 h_1 + \beta_2 l_n^W + \beta_3 Z_1^* + \epsilon_1' \quad \text{pour } h_1 > 0 \quad (33)$$

Or, pour que le sujet  $i$  travaille, il faut que le salaire offert par le marché excède le salaire demandé à zéro heure de travail. Donc,

$$(l_n^W - l_n^{W*}) \mid h_1 = 0 > 0$$

Par ailleurs, si cette femme travaille, elle a un certain nombre d'heure d'équilibre,  $h_1$ , qu'on trouvera en égalisant  $l_n^W$  et  $l_n^{W*}$ , ce qui donne:

$$h_1 = \gamma_0 + \gamma_1 l_n^W + \gamma_2 Z_1 + \gamma_3 Z_1^* + u_1 \quad (34)$$

où:

$$\gamma_0 = \frac{1}{\beta_1} (\alpha_0 - \beta_0)$$

$$\gamma_1 = -\beta_2 / \beta_1$$

$$\gamma_2 = \alpha_1 / \beta_1$$

$$\gamma_3 = -\beta_3 / \beta_1$$

$$u_1 = \frac{1}{\beta_1} (\epsilon_1 - \epsilon_1')$$

Le problème est que nous ne pouvons pas observer  $1_{n1}$  si la femme ne travaille pas. Donc, il existe un biais de sélection. En supposant une distribution conjointe pour  $\varepsilon_1$  et  $u_1$ , Johnson et Kotz (1972) ont prouvé que le biais de sélection pour l'équation de demande (32) et l'équation d'offre (34) peut être représenté par:

$$E(\varepsilon_1/h_1 > 0) = \frac{\sigma_{12}}{\sigma_{22}^{1/2}} \lambda_1 \quad (35)$$

$$E(u_1/h_1 > 0) = \sigma_{22}^{1/2} \lambda_1 \quad (36)$$

où  $\lambda_1$ , l'inverse du ratio de Mill est:

$$\lambda_1 = \frac{f(\phi_1)}{F(-\phi_1)} \quad (37)$$

$\lambda_1$  est donc le rapport de la densité de la distribution normale, à sa densité cumulative.

Remplaçons dans l'équation d'offre (34)  $1_{n1}$  par sa valeur de l'équation (32); on obtient:

$$h_1 = \gamma'_0 + \gamma'_1 Z_1 = \gamma'_2 Z_1^* + \varepsilon_1'' \quad (38)$$

La probabilité qu'une femme prise au hasard dans l'échantillonnage travaille est de:

$$P(h_1 > 0) = P(\varepsilon_1'' > -(\gamma'_0 + \gamma'_1 Z_1 + \gamma'_2 Z_1^*)) \quad (39)$$

$$= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\phi_1} e^{-t^2/2} dt \quad (40)$$

où:  $\phi_1 = \frac{1}{\sigma} (\gamma'_0 + \gamma'_1 Z_1 + \gamma'_2 Z_1^*)$

et:  $\sigma^2$  est la variance de  $\varepsilon_1''$ , supposée normale.

La méthode de maximum de vraisemblance nous donne les estimés probit des coefficients:

$\frac{\gamma'_0}{\sigma}$ ,  $\frac{\gamma'_s}{\sigma}$  et  $\frac{\gamma'_2}{\sigma}$  qui nous permettront de calculer  $\phi_1$  et par conséquent  $\lambda_1^{(1)}$ . Avec  $\lambda_1$  déterminé, nous estimerons  $1_{n1}W_1$  sous la forme:

$$1_{n1}W_1 = \alpha_0 + \alpha_1 Z_1 + \frac{\sigma_{12}}{\sigma_2} \lambda_1 + v_1 \quad (41)$$

et  $h_1$  comme étant:

$$h_1 = \gamma_0 + \gamma_1 1_{n1}W_1 + \gamma_2 Z_1 + \gamma_3 Z_1^* + \sigma_2 \lambda_1 + v_1 \quad (42)$$

Les étapes d'estimation sont celles énumérées dans l'introduction qui sont, elles-mêmes, celles de Nakamura (p. 163).

---

(1) La méthode d'estimation est, texto, celle utilisée par Nakamura et al. (1979). Nous nous sommes permis d'utiliser leur méthode car notre objectif n'est pas d'en développer une nouvelle mais bien de prouver que leur coefficients sont biaisés, vu l'oubli d'inclure des variables d'ordre normatif.

## PRINCIPAUX RÉSULTATS EMPIRIQUES

Les données utilisées pour l'analyse empirique consistent en 2755 observations. De ce nombre, il fallait retrancher toutes les réponses inconsistantes, contradictoires ou incomplètes. L'échantillonnage final retenu est composé donc de 1269 sujets dont 818 travaillaient effectivement, contre rémunération, au moment de l'enquête. Les heures offertes au marché sont telles que reportées par les répondantes: heures par semaine. Une autre mesure a été utilisée: heures par année. Cependant cette variable a été améliorée par rapport à la littérature existante. En effet, elle a été calculée de la façon suivante:

$$\text{heures/an} = (\text{heures/semaines}) \times (\text{semaines/an}) - \text{absence/an}$$

Le nombre de semaines travaillées par année a été obtenu en soustrayant, de 50, le nombre de semaines où la répondante a été en chômage en 1974.

Nous avons utilisé 50 au lieu de 52 tout simplement pour allouer une provision pour vacances. L'absence par année a été utilisée telle que reportée et ce quelle que soit la cause de cette absence (maladie des enfants, difficulté de trouver une gardienne ...).

En ce qui concerne le salaire horaire de la femme, il a été obtenu en divisant le gain hebdomadaire par le nombre d'heures travaillées par semaine.

Finalement, il convient de spécifier que nous avons traité l'expérience comme variable exogène et non endogène et ceci pour trois raisons:

- 1° Nous possédons des données détaillées sur l'expérience de travail de la femme dans: son lieu de travail (usine, bureau ou autre), le genre de travail qu'elle fait (infirmière, professeure, technicienne, etc...) et sur le marché du travail en général.
- 2° La régression accomplie séparément pour tester l'endogénéité de l'expérience a produit des résultats très peu satisfaisants.
- 3° Le WU test décrit et utilisé par Heckman (1980)<sup>(1)</sup> a produit un test de l'ordre de 1.5 (plus exactement de 1.476001).

Les résultats reportés dans le tableau 16 dépassent nos espérances. En effet, les variables d'ordre normatif, et surtout d'ordre «sécurité au travail», sont presque toutes significatives. C'est ainsi qu'il suffit d'offrir à la femme mariée un congé de maternité payé et la chance d'être syndiquée pour augmenter de façon marquante la probabilité qu'elle travaille.

Ceci est aisément compréhensible puisque lui offrir un congé de maternité payé revient à lui garantir son emploi après la naissance du

---

(1) J. Heckman, dans P. Smith, *op. cit.*, p. 225.

Tableau 16

Estimé Probit de l'impact des variables indépendantes sur la  
probabilité de participation: temps plein seulement.

Variables explicatives	Coefficients	Erreur standard
1. Congé de maternité payé	.2822657	.1081849*
2. Age	.0109557	.0044313*
3. Niveau de scolarité	.02184738	.0079494*
4. Salaire du mari	.00005154	.0000099*
5. Volume de travail à la maison	-.02412822	.0026204*
6. Variable muette = 1 si la femme aimerait mieux rester à la maison	-.4038920	.40936332*
7. Expérience de travail	.0191341	.0071165*
8. UNION (=1 si syndiqué)	.2605284	.1077736*
9. SS(=1 si elle travaille pour satisfaction personnelle)	-.06295172	.1288108
10. DIS(=1 si elle est sujette à discrimination)	-.6198679	.1782043*
11. Empêchement (=1 si elle a un empêchement majeur pour ne pas travailler)	.5282094	.1942675*
12. Volume de travail dû aux enfants seulement	.04170885	.05114666
13. COUT (coût de transport coût de garderie)	.09404971	.0123777*
14. SURE (=1 si elle n'aime pas l'horaire proposé)	6.583213	177.5813
15. Constante	-.9863584	.0085459*
Ratio de test de vraisemblance		636.847
PSEUDO R <sup>2</sup>	.3946	max. 7279
PSEUDO R <sup>2</sup> pour le modèle	.54212	
Logarithme de la fonction vraisemblance	-507.35	après la 8e itération
Nombre d'observations	1269	
Nombre de sujets qui trav.	818	
X des travailleurs par rapport à l'échantillonnage	64,4	

bébé. Donc être mère ne constitue, à ses yeux, ni un handicap ni une barrière sur le marché du travail.

D'autre part, le fait qu'elle soit syndiquée lui donne la possibilité d'émettre librement son opinion dès lors que sa vie de travailleuse est concernée. À preuve cette déclaration d'une employée de banque de Colombie Britannique:

«I felt so powerless. I wanted to say in how my working life is going to be run. I just didn't want to be pushed around». (1)

Et une autre employée justifie son désir d'être syndiquée, dans le domaine bancaire, en se disant:

«... tired of being a pawn, being told what to do and when to do it by a bunch of incompetent people (i.e. branch management)». (2)

«Le fait d'être syndiquée fait donc en sorte que le travail de la femme est reconnu et apprécié». (3)

C'est donc dire que les études antérieures qui ont ignoré cette dimension humaine du travail ont de ce fait même obtenu des résultats biaisés.

En effet, la probabilité qu'une femme travaille est de:

(1) (2) et (3) Herson, Naomi et Smith, E. Dorothy «Women and the Canadian Labour Force», pp. 327-329, S.S.H.R.C., Canada, 1982.



$$P(h_1 > 0) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\phi_1} e^{-t^2/2} dt$$

$$\frac{\partial P(h_1 > 0)}{\partial X_1} = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\phi_1^2/2} \left\{ \sum_{i=1}^m \beta_2(\sigma_{22})^{-1/2} X_i + \sum_{j=m+1}^n \beta_2(\sigma_{22})^{-1/2} X_j \right\}$$

Les (m-n) variables d'ordre normatif ( $X_j$ ) ont été oubliées dans la littérature. Donc l'hypothèse implicite était que leurs coefficients sont identiquement nuls, ce qui n'est pas le cas. Or, ces coefficients servent à calculer  $\phi_1$  et par conséquent  $\lambda_1$ . Donc, comme on le verra plus loin,  $\lambda_1$  aussi était biaisé.

Avant de poursuivre, il est important de noter quelques observations sur les résultats:

La satisfaction personnelle du travail ne joue pas un grand rôle dans la probabilité qu'une femme travaille et pour cause puisque cette variable est censée affecter le salaire une fois que la femme travaille effectivement et que de plus dans sa recherche du travail, la femme ignore si elle peut trouver le travail qui lui procurera cette satisfaction. Cependant, il faut souligner que ce que nous venons d'énoncer n'est pas une reconnaissance du fait que la satisfaction personnelle est une caractéristique du travail à accomplir<sup>(1)</sup>.

C'est une caractéristique de la travailleuse puisque c'est une des causes pour laquelle elle cherche du travail. C'est un besoin. Et elle refusera un travail qui ne comblera pas ce besoin.

---

(1) C'est notre traduction de l'anglais «job characteristic».

D'ailleurs, traditionnellement, la littérature a traité la satisfaction dérivée d'un emploi comme une transformation monotone du plein revenu<sup>(1)</sup>. On faisait donc dépendre la satisfaction personnelle du revenu et d'autres variables subjectives. Ceci veut dire, à notre avis, qu'il existe un salaire  $W^{**}$ , qui compensera le travailleur en cas d'absence de satisfaction, toutes choses étant égales par ailleurs. Nous tenons à apporter deux précisions:

Tout d'abord nous trouvons l'hypothèse utilisée dans la littérature assez restrictive et rigide. En effet, la satisfaction du travail accompli est un sentiment. Un sentiment n'est pas nécessairement mesurable à n'importe quel prix. D'ailleurs, Borjas n'a rien décelé de la sorte, malgré les données qui lui ont été fournies:

«The National Longitudinal Survey is particularly useful in obtaining information on monetary measures of Job monetary value on their Jobs. This measure was obtained from answers to the question: «suppose someone in this area offered you a job in the same line of work you are now in. How much would the new job have to pay for you to be willing to take it?»...»

Unfortunately, only 40 percent of the sample responded to this question with a numerical answer. Instead, individuals often replied that they would not take a new job at any wage ...»<sup>(2)</sup>

Notre deuxième précision est qu'il faut différencier la satisfaction du travail accompli de la satisfaction de soi. La première

(1) Voir, par exemple, Borjas, G.J.: «Job satisfaction, wages, and unions». Journal of Human Resources, Vol. XIV, number 1, winter 1979.

(2) *Ibid.* pp. 35-36.

est une caractéristique du travail lui-même alors que la seconde est une caractéristique de l'individu. La première présuppose que l'individu a trouvé le travail qui lui convient (match-up) alors que la seconde ne peut rien impliquer de tel.

En effet, notre question se lit comme suit:

«Pourquoi travaillez-vous?»

- pour payer la maison?
- par satisfaction personnelle?
- pour payer l'automobile?
- par nécessité?
- parce que seul soutien de famille?
- pour contribuer au revenu familial?
- autre?

Cette question n'est reliée à aucun travail en particulier.

Elle est reliée à l'individu et donc sa réponse éclaire sur la nature du comportement de l'individu (c.-à-d. sur ses préférences). Voilà pourquoi nous avons inclus la satisfaction personnelle comme variable indépendante et déterminante dans le salaire offert par la firme. En effet, l'attitude de la femme, face au travail, influencera sa productivité.

D'ailleurs, la satisfaction personnelle et les autres éléments intrinsèques au travail l'emportent, dans l'esprit des travailleurs (actuels ou potentiels), sur les éléments extrinsèques. Mieux encore, ce sentiment semble varier selon l'âge et l'état matrimonial comme en

fait foi ce sondage rapporté par J. Curran et J. Stanworth<sup>(1)</sup>.

Tableau 16(a)

Qu'est-ce qui est le plus important à propos d'un travail?

Éléments	dans les petites entreprises		dans les grandes entreprises	
Éléments extrinsèques	35.5%		47.2%	
Éléments intrinsèques	63.5%		50.5%	
selon l'âge				
	- 25 ans	+ 25 ans	- 25 ans	+ 25 ans
extrinsèques	26.5%	42.0%	61.5%	44.3%
intrinsèques	71.4%	56.5%	38.5%	52.8%
selon le statut marital				
	marié	non marié	marié	non marié
extrinsèques	51.4%	25.9%	46.7%	45.4%
intrinsèques	48.6%	70.4%	53.3%	54.5%

(1) Curran, J. et Stanworth, J. in Journal of human relations, 34, no 5, pp. 343-365, 1981.

D'autre part, le volume des tâches domestiques contribue à diminuer, comme nous l'avons vu plus haut, la probabilité qu'une femme travaille. Mais si on considère uniquement celui occasionné par les enfants, il n'a aucun effet sur cette même probabilité, et ce probablement grâce à l'existence des substituts proches pour le travail de la femme à la maison. Ces substituts sont généralement à coût modeste (les «low cost substitutes» de Heckman). D'ailleurs, cela peut même expliquer le fait que des empêchements majeurs ne retiennent plus la femme à la maison. Il semble évident que la femme québécoise des années 80 refuse de se laisser confiner à la maison. Et ce n'est pas le salaire, même élevé, de son mari qui pourrait la retenir à la maison. Mis à part le risque «à la Bergmann», cette dernière assertion peut s'expliquer par les faits suivants:

- Le revenu élevé du mari permet à la famille d'avoir un standard de vie plus élevé, ce qui contribue à développer une préférence pour des biens durables ou autres, qui demandent des revenus encore plus élevés et par conséquent la femme est plus ou moins poussée à aller travailler.
- Un homme qui gagne un haut salaire a en général un niveau de scolarité élevé; il est donc probable qu'il ait épousé une femme de niveau de scolarité comparable qui refusera, par conséquent, de cantonner dans le travail ménager.
- En dernier lieu, il y a la recherche d'une certaine autonomie: ce n'est pas parce que le mari a un salaire élevé que la femme n'a pas à travailler à l'extérieur.

Au sujet de la discrimination sexuelle, la femme mariée québécoise est résolument opposée à l'une ou l'autre de ses formes et de plus cela contribue à réduire sa probabilité de travail.

Reste à savoir comment elle y répondra si, effectivement, elle la ressent dans son travail.

Quant aux coûts de transport et de garderie, ils sembleraient augmenter la probabilité qu'une femme travaille. Ceci voudrait dire alors que pourvu qu'elle trouve un substitut pour son travail à la maison, elle est susceptible d'aller travailler, et ce, même si les coûts de transport sont élevés. Devant une conclusion aussi singulière, nous avons décidé de dissocier ces deux coûts et de poser une question supplémentaire:

Quelle influence exerce sur la probabilité de travail le fait d'être au chômage, ou, en d'autres termes, quel est le comportement d'une femme ayant quitté le marché du travail depuis un certain temps?

La réponse à ces questions réside dans le tableau 17 et cette fois-ci les résultats sont plus logiques. Une femme mariée qui a quitté le marché du travail un certain temps, n'a que de faibles chances de reprendre le travail, une fois les enfants élevés. Une femme mariée qui est en chômage depuis longtemps est moins probable d'être au travail. Ceci confirme donc l'hypothèse du «travailleur découragé»<sup>(1)</sup>. Finalement, l'augmentation des coûts de transport et des substituts

---

(1) C'est notre traduction du «discouraged worker hypothesis».

pour le travail domestique tendent à diminuer la probabilité qu'une femme travaille.

Cependant, l'âge n'a plus son rôle prépondérant. Dans le tableau 18, nous avons refait le même calcul mais en nous demandant la question suivante:

Quelle est la probabilité qu'une femme, avec les caractéristiques  $X_i$ , travaille à temps plein ou à temps partiel?

Comme on peut le remarquer, les résultats diffèrent peu et n'ont pas besoin de commentaires supplémentaires: il nous suffit de constater qu'à ce moment-là, le coefficient de la durée d'arrêt de travail devient significatif et du bon signe. Les tableaux 19, 20, 21 et 22 retracent les résultats de l'estimé des paramètres des fonctions de demande et d'offre sous différentes hypothèses.

## CONCLUSION

Nous avons affirmé que l'oubli des variables socio-psychologiques entraîne un biais d'omission. A priori cette affirmation est un peu forte. En effet, pour qu'il y ait biais d'omission, il faut que les deux conditions suivantes soient remplies:

- 1° les coefficients des variables oubliées doivent être non nuls;
- 2° la covariance entre les variables oubliées et les variables incluses doit être non nulle. C'est-à-dire qu'il y a absence de parfaite orthogonalité; ce qui est très plausible dans des données économiques.

Nous avons vérifié en ces deux conditions. Les résultats de la première ont déjà été reportés. Quant à la deuxième condition, l'extrait suivant de la matrice de variance - covariance donne la réponse.

Variables oubliées / Variables incluses	discrimination	satisfaction personnelle	syndicalisation	congé de maternité
Scolarité	-.0874	-.00079	.01161	-.000054
Revenu du mari	.0000048	-.0000068	.000007	-.00000067
Âge	.04706	.00118	.000015	.00064
Expérience	.0035	-.000035	-.000079	-.000364

Ces chiffres peuvent sembler faibles (à la limite négligeables). mais ils demeurent non nuls (asymptotiquement). Par ailleurs, la



matrice de corrélation, entre ces variables, montre un degré de dépendance plus élevé, comme en témoigne le tableau suivant.

MATRICE DE CORRÉLATION ENTRE VARIABLES INCLUSES ET EXCLUES  
DANS LA LITTÉRATURE RECUE

Variables exclues	Variables incluses:						$\sigma$
	Congé de maternité	Syndiquée	Satisfaction personnelle	Discrimination	Préférence pour le travail à la maison	$\bar{x}$	
Âge	-.095	.003	-.030	-.039	-.109	36.6	10.5
Expérience	.090	.202	.020	-.019	-.095	10.32	7.4
Hiatus	-.060	-.038	.024	-.039	-.074	2.9	5.24
Éducation	.153	.130	.177	.100	-.146	10.9	5.9
Langue	.110	.204	-.019	.050	.149	.83	.37
Chômage	-.059	-.064	-.058	.026	.088	2.59	7.97
Salaire	.275	.243	.242	.023	-.209	6.43	2.96
Revenu du mari	.125	-.001	.242	-.014	-.172	9510	4784
$\bar{x}$	.73960	.5134	.1992	.0745	.3679		
$\sigma$	.43911	.500	.3996	.2628	.4825		
Nb. obs.	818	818	818	818	818		

Ceci dit, nos calculs souffrent de deux lacunes<sup>(1)</sup>:

1. Tout d'abord, ces calculs ne sont pas corrigés pour la non-convexité de la contrainte budgétaire. Cette non-convexité est due principalement aux revenus de transfert du gouvernement, revenus qui entraînent, d'après Hausman (1980), un revenu «virtuel». En effet, nous avons implicitement supposé que le taux marginal d'imposition des revenus de transfert et des revenus de travail est le même. En second lieu, nous tenons à préciser qu'au Québec, il n'existe pas de structure

(1) Nous voulons remercier sincèrement le Pr. Bernard Fortin, de l'Université Laval, pour avoir soulevé ces deux points.

d'impôt négatif en tant que tel et, finalement, les données que nous avons ne comptent que très peu de sujets qui ont un revenu d'assurance-chômage (seule source de transfert que nous possédons).

Qu'il nous soit permis d'ajouter que notre travail par ailleurs ne tient pas compte du revenu «virtuel» à la Hausman (1980).

En effet, l'argument principal de J. Hausman est à l'effet que la contrainte budgétaire, à laquelle fait face le consommateur, ne serait pas convexe dû à l'existence des programmes de transfert sociaux et à toute structure d'impôt négatif.

Au Québec, l'impôt négatif proprement dit date de 1979 et donc ne concerne pas notre échantillon.

Par ailleurs, il existe deux autres programmes qui peuvent être assimilés à un impôt négatif: il s'agit des programmes d'aide sociale et d'assurance-chômage.

Dans le cas du programme d'assurance-chômage, le chômeur peut gagner, en travaillant, jusqu'à 25% de sa prime sans voir ses prestations diminuer. Au delà de cette limite, le taux marginal d'imposition est de 100%.

Dans le cas de l'aide sociale, le revenu de travail exempté d'impôt dépend de l'âge et de l'état matrimonial du bénéficiaire ainsi que du nombre de personnes à charge. Cependant, dans tous les cas, au delà d'un certain seuil, le taux marginal d'imposition est de 100%. Notre échantillon contient à peine 147 individus<sup>(1)</sup> (ou 6,5% du total) qui

---

(1) Il s'agit d'un nombre brut donc avant sélection pour «réponses contradictoires». Le chiffre net serait de l'ordre de 3%.

reçoivent des primes d'assurance-chômage mais ne contiennent pas d'informations sur les primes d'aide sociale. De plus, une telle information serait excessivement difficile à extraire. Ainsi donc, en voulant corriger pour le revenu virtuel, on risquerait de commettre des erreurs dans les variables (erreurs de mesure).

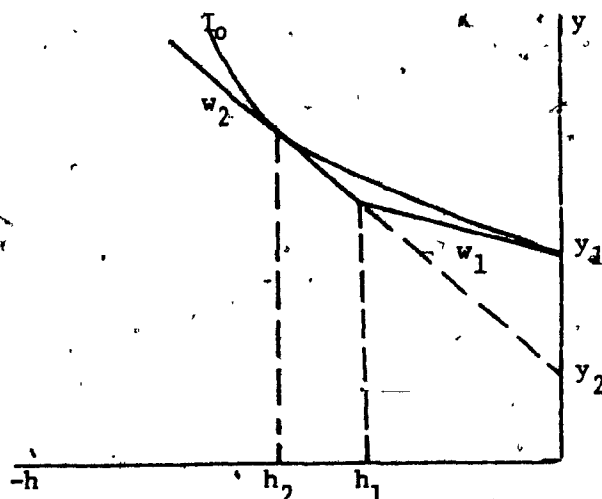
Par ailleurs, cet argument ne nous met pas à l'abri de critiques sévères. Reprenons donc le modèle de Hausman et évaluons sa pertinence en regard de notre étude.

Considérons un individu  $i$  qui reçoit  $y_1$  \$ de revenu (de transfert) tout en consacrant tout son temps au loisir. Si cet individu travaille et qu'on l'imposait sur le premier dollar gagné, il devra travailler  $h_1$  heures à un salaire net  $w_1$  tel que  $w_1 = w(1-t_1)$  où  $t_1$  est le taux d'imposition marginal des transferts. Une fois tous les revenus de transfert enlevés (via la taxation), l'individu fera face à un nouveau segment de la contrainte budgétaire, segment dont la pente est le salaire net  $w_2 = w(1-t_2)$  tel que  $t_2$  est le taux marginal d'imposition du revenu du travail.

Le graphique 3 décrit une telle situation.

Dans ce graphique, on peut remarquer que le point de tangence, entre la contrainte budgétaire et la courbe d'indifférence, qui était  $h = 0$  est maintenant à  $h = h_2$ . Il existe donc un salaire de marché  $w^*_1 < w^*_2$  qui peut induire l'individu à participer au marché du travail. Cependant, l'individu ne recevra le salaire  $w_2$  que s'il travaille un nombre d'heures de travail  $h_2$  tel que  $h_2 > h_1$ . En effet, à partir de  $h_2$  heures de travail par période, l'individu en question aura un salaire

Figure 3



net de  $w_2 - w(1-t_2)$  et un revenu virtuel de  $y_2$ . Ce revenu virtuel serait donc la somme du revenu hors travail et des impôts nets que l'individu aurait à déboursier si tous ses revenus étaient imposés au taux marginal, puisque  $y_2$  n'est rien d'autre que la différence entre  $y_1$  et l'effet de l'impôt net  $t_2$ .

Cette situation qui résulte en une double situation d'optimalité ( $h = 0$ ,  $h = h_2$ ) peut-être résolue en comparant le niveau de satisfaction sur chaque segment de budget. Ainsi, on pourra définir une fonction d'offre de travail de la forme<sup>(1)</sup>:

(1) Voir B. Fortin et H.P. Rousseau: «Évaluation économique des options du livre blanc sur la fiscalité: une approche d'équilibre générale». Rapport remis au ministère des Finances du Québec, décembre 1984.

$$h [w*(1-i'), y*] = \bar{a} + bw(1-i') + dy*$$

où  $y* = y + (i'w.h - i)$

et  $i = i(wh, Z)$ ,  $i' = \frac{\partial i}{\partial wh}$

avec  $Z$  un vecteur d'attributs

$h$ , le nombre d'heures par période

$w$ , le salaire horaire brut

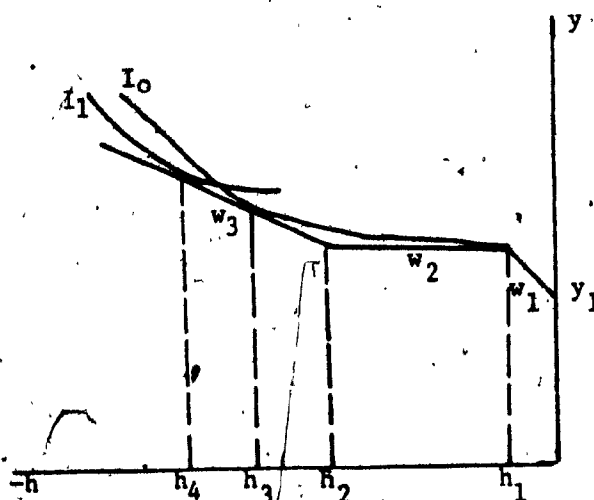
$i$ , impôt et coûts de travail nets de transferts.

Tel est, à notre avis, l'argument principal de Hausman tel qu'il s'applique à l'économie américaine.

Pour l'économie québécoise, la situation est toute autre, comme le décrit la figure 4. Ici, l'individu a le droit de travailler un nombre d'heure  $h_1$  sans être imposé. Au delà de  $h_1$ , il fait face à un taux d'imposition de 100% jusqu'au point mort  $h_2$  (où tous les revenus

Figure 4

$$\begin{aligned} w_1 &= w \text{ avec } t_1 = 0 \\ w_2 &= 0 \text{ avec } t_2 = 1 \\ w_3 &= w(1-t_3) \\ &\text{avec } 0 < t_3 < 1 \end{aligned}$$



de transfert sont enlevés via la taxation) et à partir de  $h_2$ , il fera face à un troisième segment de contrainte budgétaire dont la pente est  $w_3 = w(1-t_3)$  où  $t_3$  est le taux d'imposition marginal de revenu de travail au delà du revenu minimum garanti.

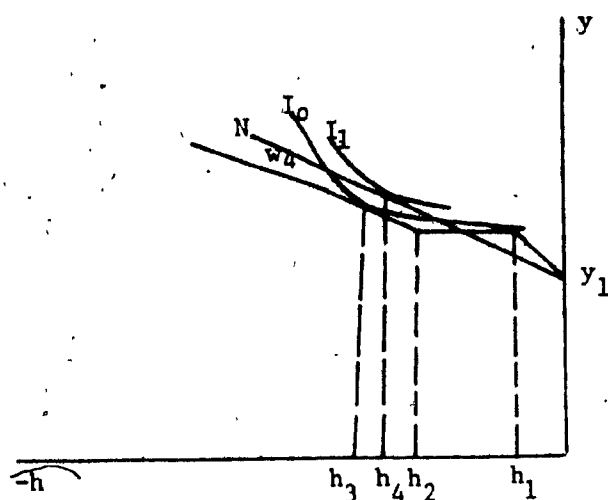
L'essentiel de notre thèse est d'affirmer que si le travail est le moins valorisant, et donc si les transferts sociaux sont le moins humiliants, l'individu choisira  $h_3$  sur  $h_1$ . En d'autres mots, sa courbe d'indifférence est de la forme  $I_1$  et non  $I_0$ . Si donc l'individu choisit un point tel que  $y_1$  dans la figure 3 ou  $h_1$  dans la figure 4 (ou même  $y_1$ ), c'est qu'il est rationné et donc involontairement chômeur. En d'autres mots, le problème soulevé par Hausman est dû simplement à son hypothèse quant à la forme de la courbe d'indifférence.

Par ailleurs, même si les préférences de l'individu sont telles que supposées par Hausman, on peut prouver que le consommateur maximisera sa satisfaction ailleurs qu'aux points  $h_3$ ,  $h_2$  ou  $h_1$ .

En effet, considérons la figure 5. Si l'individu offrait ses services au marché officiel, vu les programmes de transfert, il serait obligé de travailler gratuitement  $h_1$   $h_2$  heures. Ce n'est qu'après  $h_2$  heures par période que sa rémunération nette sera positive. Si l'individu est réellement rationnel, et on suppose qu'il l'est, il n'a qu'à garder ses revenus de transfert  $y_1$  et offrir ses services au marché parallèle <sup>(1)</sup> à un taux de salaire  $w_4$  qui sera inférieur à  $w_3$ . Dans ce cas, il travaillera  $h_4$  heures, il sera à un niveau de satisfaction plus

(1) Par marché parallèle, on entend le marché où le travail est légal mais il n'est pas déclaré pour fins d'impôts.

Figure 5



élevé et son revenu net sera plus élevé. Ce raisonnement présuppose quelques hypothèses majeures mais réalistes.

Tout d'abord, que l'individu a la possibilité de travailler sur le marché parallèle, soit à son compte, soit comme employé.

Deux, que l'individu dont le niveau d'éducation est élevé, donc qui commande un rendement élevé sur son éducation, choisira plutôt de travailler  $h_3$  heures (figure 5) plutôt que  $h_1$ . Cette hypothèse est basée sur le fait que  $h_3$  permet plus d'accumulation de «crédit d'expérience» que  $h_1$ .

Ainsi donc, nous remarquons que l'argument soulevé par Hausman ne s'applique qu'à l'économie américaine et, même là, il y a place à des arguments contre. Par ailleurs, si le fait de travailler est important en soi, alors la double situation d'optimalité ne tient plus.

2. Nous avons affirmé que la littérature reçue souffre d'un biais d'omission. Cependant, nous n'avons pas discuté du concept de causalité. En effet, dans quel sens va la causalité? Est-ce que la syndicalisation affecte la probabilité de participation ou c'est plutôt la participation qui entraîne la syndicalisation. Bien que la deuxième éventualité soit possible, nous croyons que le fait d'être ou non syndiquée, dès le départ, affecte la participation en général et le choix des secteurs d'activité plus spécifiquement. Le même raisonnement peut être retenu concernant le congé de maternité. En effet, l'absence de cet avantage peut décaler, dans le temps, la décision de participation. Enfin, soulignons que le concept de causalité est un sujet très controversé et nous ne croyons pas qu'il soit l'objet de cette étude et ce, même si nous ne l'ignorons pas.

Par ailleurs, nous pouvons ajouter que nombreuses sont les femmes qui travaillent à temps partiel et, pour celles-ci, le congé de maternité et la syndicalisation sont quasi absents en ce sens qu'elles n'en bénéficient guère. Malgré tout, ces variables affectent significativement la probabilité de participation. Autrement dit, il n'est pas tout à fait exact d'affirmer que c'est parce qu'une femme participe qu'elle aura nécessairement ces avantages. Nous croyons que ces variables sont importantes en soi. D'ailleurs, plus loin, nous affirmerons que l'inclusion de ces variables ne change pas significativement ni nos coefficients (ce qui laisse présager une certaine stabilité) ni nos élasticités.



## CHAPITRE VI

### DIGRESSION SUR LES RÉSULTATS

#### QUELLE EST LA PORTÉE DE CES RÉSULTATS

La réponse à cette question dépend de l'équation que nous considérons: la demande ou l'offre.

##### 1. La demande

Dans ce cas, nous pouvons affirmer que les études précédentes ont été incomplètes. En effet, la sécurité de l'emploi couplée à la satisfaction personnelle semblent influencer significativement la productivité, sur le marché, de la femme mariée, laquelle productivité influence, naturellement, le salaire que lui offre le marché. Pour mieux voir le problème, réécrivons le salaire offert sous la forme suivante:

$$l_n w_1 = \sum_{k=1}^n \alpha_k X_k + \frac{\sigma_{12}}{(\sigma_{22})^{\frac{1}{2}}} \lambda_1 + u_1 \quad (43)$$

$$\text{avec } \lambda_1 = \frac{f(\phi)}{F(-\phi)}$$

$$\text{Donc: } \frac{\partial l_n w_1}{\partial X_j} = \sum_{i=1}^j \alpha_i \frac{\partial X_i}{\partial X_j} + \alpha_j + \frac{\sigma_{12}}{(\sigma_{22})^{\frac{1}{2}}} \frac{\partial \lambda_1}{\partial X_j} \quad (44)$$

C'est le dernier élément de l'équation (44) qui a été complètement délaissé dans la littérature, le premier élément étant nul.

Puisque  $\frac{\sigma_{12}}{(\sigma_{22})^{\frac{1}{2}}}$  est  $\neq 0$  donc, nécessairement, l'hypothèse implicite était que  $\alpha_j = 0; \forall j$ . Or, ceci n'est pas vrai. Les variables  $X_j$  (que nous avons appelées variables d'ordre normatif) influencent significativement  $1_n X_1$ .

Il reste cependant une question embarrassante. «Comment se fait-il que l'introduction de ces variables n'a pas minimisé le rôle du biais de sélection  $\lambda_1$  ?» Nous proposerons une réponse double:

- 1° Ce résultat donne encore plus de poids, dans un contexte différent, à la littérature existante. En effet, on ne peut affirmer, sans risque de se tromper, que l'échantillonnage des travailleuses est représentatif de toutes les femmes. Donc, le biais de sélection, déjà prouvé, existe, est réel et significatif.
- 2° Dans des études de ce genre, il est difficile de tenir compte de tous les éléments qui déterminent le salaire offert. En particulier, on ne peut tenir compte des demandes spécifiques de l'employeur. Par exemple, dans le domaine du secrétariat, on demande souvent une bonne présentation, une forte (sinon belle) personnalité, un certain dynamisme<sup>(1)</sup>. Comment obtenir de tels renseignements? Ces lacunes font que le modèle que

---

(1) Surtout dans le domaine de la vente.

nous avons estimé, aussi complet soit-il, souffre encore du manque de la dimension psychologique de la part de l'employeur. On peut difficilement soutenir que cette dimension additionnelle n'influence pas le salaire offert.

Notons aussi que la valeur du coefficient de  $\lambda$  (-.16) dans les tableaux 19 et 24 est dans la fourchette de toutes les recherches en la matière qui va de (.1) chez Heckman à (-.89) chez Nakamura.

Le signe négatif que nous trouvons, par ailleurs, concorde avec les résultats obtenus par Nakamura alors qu'il est différent de celui obtenu par Heckman. Il est à noter aussi que ce signe reste positif indépendamment du fait que l'expérience soit traitée comme variable endogène ou exogène<sup>(1)</sup>. D'ailleurs, l'endogénéité de l'expérience n'était pas un élément important dans les résultats obtenus par Heckman. Finalement, et contrairement à ce qu'a trouvé Heckman, le coefficient de  $\lambda$  est significatif et demeure, par conséquent, «un important problème dans l'estimation de la demande de travail pour les femmes ...»<sup>(2)(3)</sup>

Dans notre étude, il apparaît donc que non seulement le biais de sélection est un problème important mais aussi que «les femmes mariées québécoises qui ont un salaire offert inférieur à la moyenne semblent

---

(1) Il est possible d'endogénéiser la variable expérience et ainsi on inclut sa valeur prédite dans l'équation du salaire. C'est la procédure qu'a utilisée Heckman.

(2) Heckman (1980), p. 227.

(3) C'est notre traduction.

Tableau 17\*

Estimé Probit de l'impact des variables indépendantes  
sur la probabilité qu'une femme travaille à temps plein

Variables explicatives	Coefficients	Erreurs standard
1. Congé de maternité	.2926930	.09362906*
2. Si elle préfère rester à la maison	-.3634885	.08093438*
3. Si elle est syndiquée	.2809949	.09093138*
4. Si elle travaille pour satisfaction personnelle	.1127633	.1110218
5. Age	.0018972	.0043815
6. Expérience	.02417242	.00661596*
7. Durée d'arrêt de travail	.00842329	.00655757
8. Education	.01799156	.00678854*
9. Si elle travaille pour payer la maison	.3597778	.1910464
10. Si elle souffre de discrimination sexuelle	-.05621790	.1245969
11. Coût de transport au travail	-.01004440	.001738819*
12. Coût de garderie	-.008140483	.003275534*
13. Nombre de semaines de chômage	-.03527766	.003587945*
14. Revenu du mari	.00003479	.000006277*
15. Constante	-.2246002	.1926333
Ratio de test de vraisemblance	361.283	
Pseudo R <sup>2</sup>	.2353	max .7267
Pseudo R <sup>2</sup> pour modèle	.32373	
Log. de la fonction de vraisemblance	-693.04	après 4 itérations
Nombre d'observations	1269	

\* Mansour, T. «La négligence d'éléments socio-psychologiques dans la théorie de travail: le cas des femmes mariées québécoises». Actualité Économique, vol. 59, no 1, mars 1983.

Tableau 18

Estimé Probit de l'impact des variables indépendantes  
sur la probabilité qu'une femme travaille à temps plein  
ou à temps partiel

Variables explicatives	Coefficients	Erreurs standard
1. Congé de maternité	.3861850	.08929697*
2. Si elle préfère rester à la maison	-.3849520	.07770900*
3. Si elle est syndiquée	.3162135	.08717295*
4. Si elle travaille pour satisfaction personnelle	.0514244	.1032832
5. Age	.00155154	.0042389
6. Expérience	.02726243	.006418639*
7. Durée d'arrêt de travail	.01376982	.006411169*
8. Education	.02280920	.006517385*
9. Si elle travaille pour payer la maison	.3416476	.1815665
10. Si elle souffre de discrimination sexuelle	-.1456734	.1184808
11. Coût de transport au travail	-.00935776	.00167486*
12. Coût de garderie	-.00839274	.00317538*
13. Salaire du mari	.00003356	.000006987*
14. Constante	-.208064	.1704240
Log. de la fonction de vraisemblance	-762.55 converge après la 3e itération	
Ratio de test de vraisemblance	222.251	
Pseudo R <sup>2</sup>	.1521	max .7267
Pseudo R <sup>2</sup> pour modèle	.20930	
Nombre d'observations	1347	
Nombre positif	873	

Tableau 19

OLS PONDERE

Estimés de l'équation de demande:

la variable dépendante étant  $1 \frac{w}{n}^{(1)}$ 

Variables explicatives	Coefficients	Erreurs standard
1. Congé de maternité	.1715759	.03521569*
2. Préférences vers le travail à la maison	-.06840218	.03048555*
3. Si syndiquée (ou non = 0)	.06220892	.03002897*
4. Si elle travaille pour satisfaction personnelle	.1682130	.03343978*
5. Age	.003185726	.001577983*
6. Expérience	.009656284	.002043197*
7. Durée d'arrêt de travail	-.007383238	.002831735*
8. Education	.01593930	.002229058*
9. Biais de sélection $\lambda$	-.1606559	.04982972*
10. Constante	.0131762	.07475860*
$R^2$	.2431	
Nombre d'observations	818	

(1) Dans une version préliminaire, nous avons oublié de calculer le  $R^2$ . Je veux remercier d'abord mon comité de thèse pour avoir attiré mon attention sur cet oubli et ensuite T.C. Liem pour la patience qu'il m'a témoignée.

Tableau 20

Estimés de l'équation d'offre  
la variable dépendante étant  $h_1$

$h_1$  = heures/semaine

Variables explicatives	Coefficients	Erreurs standard
1. Si elle travaille pour payer la maison	1.448388	1.28263
2. Si elle souffre de discrimination sexuelle	2.051052	.77012500*
3. Coût de transport	-.1013162	.04509509*
4. Coût de garderie	.00938017	.003342466
5. Taux de chômage de la région (1)	-.1155819	.03160260
6. Revenu du mari	-.04598899	.02804263
7. Si on lui paie un congé de maternité	1.568565	.6449851*
8. Si syndiquée	-.7842590	.6196400
9. Biais de sélection $\lambda$	1.308407	.7954786
10. Constante	48.35007	2.007734*
11. Log. du salaire net (2)	-8.791650	1.387662*
$R^2$	.2417	
Nombre d'observations	818	

(1) Cette variable a été ajoutée aux données et extraite de statistique Québec, vol. XVIII, nos. 1, 2, 3, 4, p. 35.

(2) Ce qui nous donne une élasticité de  $-.02$  calculée à  $\bar{h} = 35$  h/sem. et  $\bar{x} \approx 6$  \$/h.

Tableau 21

Estimés des paramètres de l'équation d'offre  
la variable dépendante étant heures/années  
incluant l'impôt sur le revenu

Variables explicatives	Coefficients	Erreurs standard
1. Charge de travail à la maison	-.1818929	.2654449
2. Si elle travaille pour payer la maison	2.810946	1.060217*
3. Si elle souffre de discrimination sexuelle	.4716580	.7133083
4. Coût de transport	-.06868922	.01221116*
5. Taux de chômage de la région	-.2460255	.03686915*
6. Coût de garderie	-.03851782	.02491762
7. Revenu du mari	.0001449672	.00004266*
8. Gain marginal (1)	-.00187954	.000159923*
9. $t \times (8) = \text{impôt} \times \text{gain marginal}$	.004943021	.000494878*
10. $\rho$ le coefficient de perception de l'impôt	2.629	
11. $\lambda$ le biais de sélection	7.849522	1.138950*
$R^2$	.2351	
Nombre d'observations	818	

(1) ce qui donnerait une élasticité de 1'ordre de zéro  $\bar{h}_1 = 1\ 800$  et un gain marginal prédit de 9 650 \$/année.



Tableau 22

Estimés des paramètres de l'équation d'offre

incluant l'impôt sur le revenu

la variable dépendante étant semaines/années<sup>2</sup>

Variables explicatives	Coefficients	Erreurs standard
1. Charge de travail à la maison	-.20393	.26926
2. Si elle travaille pour payer la maison	2.77121	1.06833*
3. Si elle souffre de discrimination sexuelle	.23531	.71944
4. Coût du transport	-.06731	.01482*
5. Coût de garderie	-.03877	.02560
6. Taux de chômage de la région	-.24652	.04600*
7. Revenu du mari	.00013	.00004*
8. Congé de maternité	1.21006	.63841
9. Si syndiquée	-1.12294	.59059
10. Gain marginal <sup>(1)</sup>	-.00186	.00016*
11. (gain marginal) x (taux d'impôt)	.00489	.00049*
12. $\rho$ le facteur de perception de $t$	2.629	
13. $\lambda$ le biais de sélection	7.86313	1.60151*
14. Constante	38.16313	1.76926*
$R^2$	.2409	
Nombre d'observations	818	

(1) Ce qui nous donne une élasticité de l'ordre de zéro.

Tableau 23

Estimé des coefficients de la Probabilité qu'une femme travaille  
à temps plein ou à temps partiel: Résultats par groupe d'âge

Groupe d'âge	15 - 24	25 - 34	35 - 44	45 - 54	55 et plus
Paramètres					
Congé de maternité	.6768154* (.2585424)	-.1396300 (.1828212)	.8065222* (.1994156)	.2978368 (.3208956)	
Préférence pour rester à la maison	-.1411756 (.2379732)	-.2535524 (.1502979)	-.1119472 (.1853280)	-.4688909 (.2880027)	-1.364782 (.4045336)
Syndiquée	.060498 (.272891)	.1401469 (.1696778)	.3449603 (.2092171)	.5445178 (.3470170)	.6134630 (.4693907)
Travaille pour satisfaction personnelle	-.2176932 (.3260313)	-.1677146 (.1990479)	.1792383 (.2581796)	-.2505492 (.3647598)	-1.043842 (.8236390)
Age	-.0762402 (.0414064)	.0542301 (.0282793)	.01969422 (.03185673)	.01570504 (.04695370)	-.1308937* (.0446284)
Nombre d'enfants	-1.089366* (.433707)	-.2000814 (.1320988)	-.04836765 (.03923194)	.1591967 (.1092364)	.129059 (.2627342)
Expérience du marché du travail	.1035355 (.0566840)	.03401345 (.01830041)	.01906120 (.01217388)	.02014539 (.01385253)	.007505011 (.01665866)
Education	.0506910* (.0237566)	.01634713 (.01312211)	.0183508 (.01492710)	.02215010 (.02318231)	.08330198* (.0333525)
Empêchement	-.992373 (.3918371)	.5512375 (.2821223)	.7235914* (.3663322)	-.1518327 (.6590028)	-
Discrimination	-1.069894* (.3918371)	-.0629521 (.256860)	-.5961516 (.3244396)	-.2798313 (.4583002)	.2144690 (1.191780)
Travail à la maison	-.05130389* (.0153184)	-.02646588* (.0036672)	-.01791676* (.0069938)	-.02704525 (.02383024)	-
Revenu du mari	.0000752* (.0000311)	.000051713* (.000016291)	.00007837* (.00001864)	.0000737040* (.000027263)	.0000125542 (.000038278)
Coût de garderie	2.895363 (5.046509)	.05839090 (.03571919)	.1207340 (.1307653)	-.2146936 (.4236884)	-
Coût de transport	-.0686526 (.139486)	.0565603 (.0634484)	.0368933 (.3594398)	.2434795	
Constante	.6126175 (.9497276)	-2.028270* (.862126)	-1.663366 (1.334661)	-1.322582 (2.364787)	7.962090 (2.754650)
Nombre d'observations	210 108 positives	499 296 positives	350 267 positives	133 98 positives	77 47 positives
Ratio de test de vraisemblance	124.766	275.148	107.938	29.7541	29.2023
Pseudo R <sup>2</sup>	.448/.749	.4239/.741	.2654/.6656	.2905/.6842	.3156/.7394
Pseudo R <sup>2</sup> pour le modèle	.59743	.57102	.39868	.29296	.43210
Congruence de la fonction $\rho$	-83.092 après le itérations	-199.59 après 5 itérations	-137.75 après 6 itérations	-61.755 après 3 itérations	-35.371 après 4 itérations

Tableau 24

Estimé des Coefficients de l'équation  
de demande de travail

Groupe d'âge	15 - 24	25 - 34	35 - 44	45 - 54	55 et plus
Paramètres					
Congé de maternité	.08093915 (.07477654)	.2499088* (.05623269)	.03759151 (.07190225)	.1534519 (.1173664)	.1406502 (.1459505)
Préfère rester à la maison	.01083486 (.05924978)	-.04269745 (.04600667)	-.1164421* (.05046424)	-.1033289 (.1020739)	.1079131 (.2680609)
Syndiquée	.1434433* (.06568508)	.1177330* (.04938985)	.09008251 (.05332169)	-.1997435 (.118056)	.07671995 (.1615562)
Travaille satis- faction person- nelle	.08825171 (.09348811)	.2282143* (.0532926)	.08545545 (.05816917)	.2002089 (.1024692)	.06632702 (.2579665)
Age	-.00174451 (.007373017)	.01304317 (.007944863)	-.01825231* (.007526404)	-.02902701* (.01315120)	.06325580* (.03038444)
Nombre d'enfants	-.02940113 (.06150736)	-.6201188 (.04773003)	.02518651 (.02832470)	.02928211 (.02726792)	.01646398 (.03866204)
Expérience	.01103836* (.008225705)	-.002589680 (.005167059)	.009321465* (.003215018)	.01320791* (.004886437)	-.005339324 (.005962350)
Education	.006921807 (.005597759)	.01150860 (.00384614)	.001741586* (.00400284)	.01032104 (.006921383)	.01541784 (.01714752)
Biais de sélection	.008830748 (.08752772)	-.1242917* (.05354259)	-.3750315* (.1128354)	-.4093732 (.2368972)	-.1906278 (.4398773)
Constante	1.218938* (.2099388)	1.030992* (.2429852)	2.326842* (.3186651)	3.066343* (.6831308)	-2.272223 (1.594259)
R <sup>2</sup>	.1912	.2630	.2541	.1730	.091
Nombre d'observation en % du total	108 8,5%	296 23,3%	265 21%	98 7,7%	47 3,7%

Tableau 25  
 Estimé des coefficients de l'équation  
 d'offre de travail

Paramètres	Groupe d'âge	15 - 24	25 - 34	35 - 44	44 - 54	55 et plus
Empêchement quelconque		-.7188142 (2.041234)	.4005906 (1.165795)	-.9134531 (1.666238)	2.239046 (4.130976)	-
Discrimination		.6570447 (1.617068)	-.2025936 (1.347027)	3.182919 (1.848445)	1.233935 (2.940214)	.1043071 (.8509485)
Lot de travail à la maison (heures/semaine)		-.03845336 (.05154921)	-.6889961* (.02447221)	-.05798593 (.03949473)	-.274587* (.129702)	-
Revenu du mari		-.000111148 (.000105165)	-.0001049 (.000101711)	.00006355 (.00012555)	.000243041 (.000206606)	.2232923 (.3695727)
Frais de garderie		-.1515315 (.2906780)	-.4329199* (.1755240)	-.597325 (.349942)	-1.455114 (1.196499)	-
Coût de transport		.1925516 (.2832120)	.4554014* (.1733669)	.5985364 (.3439776)	1.523905 (1.102580)	-
Gain marginal		-.00136869* (.00042394)	-.001681926* (.000278002)	(-.00219268)* (.00324621)	-.00169223* (.000499309)	.331478 (.4944112)
Impôt sur le gain marginal		.001763345* (.000600725)	.002369183* (.00040107)	.00286535* (.00051321)	.00288725* (.00080362)	.1358642 (.2111893)
Facteur des impôts $\rho(a)$		1.28834	1.408613	1.30677	1.706179	.409426
Congé de maternité		-2.040532* (1.010833)	2.606119* (1.050870)	1.329999 (1.675126)	-3.647774 (2.148060)	-
Préférences pour rester à la maison		1.240383 (.8431551)	2.101944* (.8472705)	.1605094 (1.036219)	-1.017356 (2.036164)	.09962962 (.3066546)
Syndiquée		-.2388445 (.9813454)	-1.076220 (.9344855)	-3.118602* (1.124561)	-.3119721 (2.405644)	.01155288 (.3015301)
Travaille pour satisfaction personnelle		-1.837905 (1.209784)	.3116066 (1.070535)	-1.995667 (1.255110)	-3.971879 (2.080648)	.02970417 (.1366690)
Biais de sélection $\lambda$		-.8955916 (1.201859)	1.303058 (1.405902)	2.183616 (3.025328)	11.82803* (5.291098)	.1729338 (.3663650)
Constante		44.92952* (12.384967)	43.14258* (2.01760)	44.313881* (3.41171)	32.28853* (4.74813)	.3174562 (.5128020)
Nb. d'obs.		108	296	267	98	47
R <sup>2</sup>		.1639	.1850	.0764	.0542	.0046

avoir un salaire de réserve supérieur à la moyenne, toutes choses étant égales par ailleurs<sup>(1)</sup> ».

Mieux encore, la valeur du coefficient de  $\lambda$  semble nous indiquer que d'une façon globale, de même qu'à l'intérieur de chaque groupe, les femmes mariées québécoises ont de fortes chances de participer au marché du travail. En ce qui concerne les autres résultats, ils sont conformes à la littérature établie.

## II. L'offre

Les résultats de l'équation d'offre, eux aussi, ont prouvé l'existence d'un biais de spécification dans les études antérieures. On peut prouver que ce biais est de l'ordre de :

$$-\phi\beta_j \sigma_\varepsilon \left\{ \frac{f(\phi) F(-\phi) - f^2(\phi)}{F(-\phi^2)} \right\} \frac{\partial \phi}{\partial X_j} \quad \nabla_j$$

$j$  étant tout élément délaissé par la littérature.

Dans le tableau 20 par exemple, où on a essayé de relier le nombre d'heures travaillées par semaine à différentes variables explicatives, il apparaît que le congé de maternité et la discrimination sexuelle jouent un rôle-clé dans l'offre de travail et ne peuvent, donc, être ignorés. Par contre, on peut sans risque faire abstraction du salaire du mari.

Dans les tableaux 21 et 22, le biais de sélection et le salaire du mari jouent à nouveau un rôle important en ce sens qu'ils sont

---

(1) Nakamura, p. 106.

significatifs alors que le congé de maternité et la discrimination sexuelles perdent de leur signification.

Théoriquement, on peut mieux concevoir l'effet des variables psychologiques sur la probabilité de travail et le salaire offert que sur l'offre de travail.

Cependant, l'effet de ces variables dans l'équation d'offre, se manifeste aussi via le biais de sélection et le salaire (ou gain marginal).

En général, on peut dire que le salaire du mari est encore significatif mais est doté du signe positif. Ceci nous amène donc à retenir l'hypothèse de scolarisation comme la plus probable chez celles dont le mari gagne plus. L'hypothèse du développement des préférences vers les biens durables n'est pas non plus à rejeter. Les coûts inhérents au travail jouent un rôle prépondérant. Cependant, si la garderie peut avoir des substituts peu coûteux, les transports eux augmentent significativement la contrainte temps.

La discrimination sexuelle et le fait d'être syndiquée, même si elles ont le bon signe, ne semblent pas jouer un rôle déterminant. Le biais de sélection  $\lambda$ , en général, est significatif et garde son signe adéquat.

Cependant, une comparaison des tableaux 20 et 21 révèle que notre hypothèse de départ (à savoir l'omission de variables pertinentes) s'avère fondée. En effet, dans le tableau 20, nous avons omis intentionnellement l'impôt sur le revenu et la charge de travail à la maison.

Le résultat en fut un biais de sélection  $\lambda$  positif mais non significatif. Au tableau 21, cependant, l'inclusion de ces variables fait que  $\lambda$  garde son signe mais devient significatif. Il est donc fort possible que l'exclusion de variables confère à  $\lambda$  un rôle de « panier » qui ramasse les variables omises, en plus de constituer un problème d'ordre statistique.

De plus, le coefficient de  $\lambda$  étant une variance, il n'est que normal que son signe soit positif. Ce résultat est comparable avec celui obtenu par Heckman<sup>(1)</sup> une fois les régressions traditionnelles corrigées pour le biais de sélection et l'endogénéité de l'expérience. Cependant, ce même résultat n'a pas été obtenu lorsque ces régressions ont été corrigées seulement pour le biais de sélection. En effet, Heckman obtint alors le signe non adéquat. Il nous apparaît donc assez logique d'interpréter nos résultats selon la pertinence des variables que nous avons incluses. Finalement, il est à noter que ce résultat vérifie les assertions de Nakamura et al.<sup>(2)</sup> à l'effet que le biais de sélection est un problème réel et existant même si nous faisons quelques réserves sur la valeur de leurs résultats.

Une première remarque concerne les valeurs du coefficient de  $\lambda$  qui varie de 322.51 à 552.95. Dans le cas de J. Heckman, cette valeur oscille entre -201.8 pour les modèles traditionnels, corrigés pour le biais de sélection, et 2401 pour son propre modèle. Dans notre modèle,  $\lambda$  garde toujours son signe adéquat donc il n'y a pas de doutes quant au

(1) J. Heckman (1980), *op. cit.*, p. 227.

(2) Nakamura et al. (1981), tableau IX.

modèle utilisé; de plus sa valeur ne varie, relativement, que très peu: soit d'un minimum de 1.3 lorsqu'on considère l'équation d'offre d'heures par semaine à un maximum de 7.86 lorsqu'on considère l'équation d'offre de semaines par année.

Notre résultat indique donc que les résidus des variables secrètes<sup>(1)</sup> dans notre modèle, variables qui déterminent l'offre de travail, ont une variance beaucoup plus petite que celles des autres études. Ce résultat n'est rien d'autre que le fondement même de notre étude puisque nous avons toujours soutenu qu'effectivement des variables concrètes, oubliées, peuvent biaiser, ou du moins, modifier les résultats. Ce résultat est encore plus clair lorsqu'on se rappelle que  $\sigma_2$ , le coefficient de  $\lambda$ , n'est autre que la déviation standard des erreurs déterminant  $h_1$ . Ce que nous disions plus haut est donc renforcé:  $\lambda$  joue indirectement le rôle d'un panier d'erreurs cachées.

La deuxième réserve regarde exclusivement les résultats obtenus par J. Heckman concernant les coefficients de l'actif et ceux du salaire du mari. Les coefficients de l'actif familial sont toujours positifs, faibles et non significatifs. Les coefficients du salaire du mari sont toujours négatifs et non significatifs, sauf pour son propre modèle où ce coefficient devient significatif. De plus, dans son modèle, l'élasticité de l'offre par rapport au salaire net est de 4.8. G. Hanoch (1980) a, d'autre part, trouvé un coefficient du log du salaire, dans l'équation d'offre, positif et significatif. Dans notre étude, cette même élasticité est de l'ordre de -.02 (évaluée à la

---

(1) C'est la traduction «Larousse» de l'anglais «latent».



moyenne) ce qui est comparable à la limite inférieure obtenue dans la littérature.

Ces résultats nous laissent perplexes. Dans notre étude ainsi que dans celle de Nakamura, le coefficient du log du salaire est négatif, l'actif familial chez Nakamura a un effet négatif sur le nombre d'heures offertes et finalement dans notre cas, le revenu du mari est instable à la fois quant au signe et quant au degré de signification. Par ailleurs, dans notre étude, l'effet de substitution propre est positif mais très proche de zéro (0.232 approximativement)\*. Ce résultat vérifie la théorie néo-classique même si le signe du log du salaire, dans le tableau 20, nous inquiète (il indiquerait que nous sommes dans la portion décroissante de la courbe d'offre). Cependant, cette inquiétude se dissipe rapidement lorsqu'on consulte la littérature. En effet G. Robinson et N. Tones<sup>(1)</sup> sont arrivés au même résultat affirmant par le fait même que l'offre de travail des femmes canadiennes semble inélastique et le coefficient du salaire est négatif. Par ailleurs, leur conclusion générale est à l'effet qu'il n'y a pas vraiment de différence entre les élasticités de l'offre de travail des hommes et celle des femmes.

Malgré tout, pour essayer d'en savoir plus, il nous a été proposé<sup>(2)</sup> de tester le modèle de Heckman en utilisant nos données et de

\* Ce résultat est obtenu à partir du tableau 21 à  $h = 1\ 800$  h/année.

(1) Robinson, G. and Tones, N.: «More on the Labour Supply of Canadian Women», Canadian Journal of Economics, Vol. XVIII, no 1, February 1985.

(2) Cette demande provient des Prs H. Moussa et S. Ahsan que nous remercions ainsi que T.C. Liem qui a démontré une patience sans limites puisque ce travail a consisté en une réestimation des équations, purgées de quelques variables.

comparer les résultats. En d'autres mots, ce qu'on veut c'est isoler le vecteur des variables socio-économiques que nous avons introduit. C'est ce que nous avons fait aux tableaux 22(a) et 22(b). Les résultats reportés dans ces tableaux soulèvent presque les mêmes problèmes et observations que les nôtres. En effet, on comprend mal que la variable âge soit non significative dans la fonction de demande et que la variable log du salaire (prédite) porte le signe négatif dans la fonction d'offre. Dans cette dernière équation également, le biais de sélection diminue sensiblement et devient non significatif. Ceci nous amène à douter de la robustesse des coefficients de ces régressions, si on oublie les variables de type socio-psychologiques. Par ailleurs, comme il se doit, le  $R^2$  ne baisse que marginalement (aux alentours de 5%).

D'ailleurs, une brève comparaison des tableaux 22(a) et 19 nous fait remarquer que les coefficients changent passablement mais qu'il est probable que la constante s'ajuste chaque fois qu'on oublie des variables. Cette assertion serait-elle adéquate? Si tel est le cas, notre thèse se vérifie. D'ailleurs, le tableau 22(b) vérifie que nous sommes sur une pente de courbe d'offre négative et qui est très peu élastique (.212).

Pour ce qui est des autres résultats, ils demeurent conformes à la littérature. En ce qui concerne les tableaux 23, 24 et 25, ils donnent les mêmes résultats mais décomposés par groupe d'âge. Les résultats reportés dans ces tableaux sont différents de ceux reportés aux tableaux 19 à 21 et la raison en est simple:

Tableau 22(a)

Estimé des Paramètres de l'équation de demande

par la méthode de Heckman

La variable dépendante étant  $1 W_{n1}$ 

Variabiles explicatives	Coefficient	Erreurs standard
Constante	.1.3906	.07752
Education	.01474	.002247*
Arrêt de travail	-.00855	.002955*
Age	.00257	.001569
Expérience	.01933	.003039*
Biais de sélection ( $\lambda$ )	-.196848	.046471*
$R^2$	.2043	
Nbre d'obs.	873	

Tableau 22(b)

Estimé des paramètres de l'équation d'offre par  
la méthode de Heckman:

La variable dépendante étant h/semaine

Variables explicatives	Coefficient	Erreurs standard
Constante	48.1313	2.2398*
Log du salaire	-7.7510	1.6502*
Revenu du mari	.00001278	.00004418
Nombre d'enfants	-.57495	.29367*
Coût de garderie	.08027	.06791
Coût de transport	-.052099	.01393*
Biais de sélection ( $\lambda$ )	.483653	.622437
$R^2$	.1952	
Nb d'obs.	873	

La décomposition par groupe d'âge a pour résultat un estimateur moins efficace et un  $R^2$  plus élevé. En d'autres mots, on aura pour le groupe  $i$  et l'ensemble des données:

$$\frac{V(\hat{B})}{V(B_B)} = \frac{S_{xxB}}{S_{xx}} = \frac{1}{1 + S_{xxu}/S_{xxB}}$$

où  $S_{xxu}$  est la somme des résidus au carré dans le groupe et  $S_{xxB}$  est cette même somme entre les groupes.

Nous aurons aussi:

$$\frac{R_B^2}{R^2} = \frac{S_{xxB}/S_{xx}}{S_{yyB}/S_{yy}} \quad (1)$$

Donc, tant que la décomposition est faite par l'une des variables explicatives, il y aura un  $R^2$  plus élevé et l'estimateur sera moins efficace.

Cette différence de résultat peut aussi s'expliquer par le fait qu'à l'intérieur d'un groupe, une tendance quelconque peut ne pas être perçue alors qu'elle l'est dans l'ensemble de l'échantillonnage. Et ceci peut être dû à un ensemble de facteurs.

Finalement, précisons aussi que la décomposition par groupe d'âge élimine tout effet de cette dernière variable sur les éléments du vecteur des variables explicatives éliminant par le fait même toute multi-

---

(1) Une preuve de ces formules existe dans MADDALA, G.S., «Econometrica», pp. 268-272, McGraw-Hill, 1977. Il y a aussi dans ces pages une discussion de l'assemblage des données par groupe.

collinéarité aussi faible soit-elle. En effet, soit le modèle suivant:

$$Y = \alpha_0 + \alpha_1 X + \alpha_2 \text{ Age.} \quad (A)$$

En supposant l'existence de deux groupes d'âge, on peut décomposer ce modèle comme suit:

$$y_1 = \alpha_{10} + \alpha_{11} X \quad (B)$$

$$y_2 = \alpha_{20} + \alpha_{21} X \quad (C)$$

Cette décomposition nous permettra de vérifier l'hypothèse voulant que

$$\alpha_{10} = \alpha_{20} \text{ et } \alpha_{11} = \alpha_{21}.$$

En effet, l'équation (A) peut être réécrite comme suit:

$$Y = \alpha_0 + \alpha_0 \text{ Age} + \alpha_1 X + \alpha_1 X. \text{ Age} \quad (D)$$

L'équation (D) est équivalente à (B) et (C). En effet, dans chaque cas, on veut isoler l'effet de la variable Age. Cependant, l'économiste ne peut affirmer, à priori, dans quelle direction iront les résultats.

QUELLES CONCLUSIONS PEUT-ON TIRER DE CES TABLEAUX?

Groupe d'âge 15 - 24 ans:

Ce groupe constitue 16.5% de l'échantillonnage total et celles qui travaillent en constituent les 8.5%. De plus, 34.1% d'entre elles, en moyenne, ont un niveau d'éducation universitaire, sinon un diplôme universitaire.

La probabilité qu'une d'elles travaille est fortement et positivement influencée par le congé de maternité, le niveau d'éducation et le revenu du mari.

Étant donné son jeune âge, la femme mariée de moins de 25 ans voit dans le congé de maternité un élément de sécurité qui l'incitera à aller sur le marché du travail. Cette incitation augmente avec l'investissement en capital humain (son degré de scolarité). Par ailleurs, elle semble voir dans le travail un certain élément d'indépendance puisque le fait que son mari gagne plus non seulement ne semble pas la sécuriser outre mesure et donc la décourager, mais au contraire l'encourage. Cette assertion contredit, à première vue, une opinion largement répandue dans le milieu des économistes.

Cependant, le nombre d'enfants qu'elle a, le sentiment de discrimination vis-à-vis d'elle en tant que femme ainsi que sa charge de travail domestique réduisent significativement sa probabilité de travailler.

A priori donc, la jeune mariée québécoise ne semble pas encore prête à sacrifier sa vie familiale pour le travail rémunéré d'autant que son aversion envers toute discrimination sexuelle est forte. En conclusion donc, même si le sentiment de sécurité la pousse à participer au marché du travail, même si elle semble consciente des risques d'être ménagère et même si elle tient à rentabiliser l'investissement qu'elle a fait pour s'éduquer, les responsabilités familiales pèsent plus pour la décourager de participer au marché du travail. En effet, le fameux phénomène de «conservatisme» canadien-français-catholique

domine apparemment la jeune mariée québécoise puisqu'elle est prête à rester à la maison dès que la charge de travail chez elle commence à être importante ou dès qu'elle a des enfants. Cependant, cette réaction peut aussi être interprétée autrement: on peut dire que la jeune mariée québécoise refuse de faire un travail double, à la maison et à l'extérieur. Elle décide plutôt de choisir l'un ou l'autre. À ce stade-ci, une autre précision s'impose: les coûts de garderie et de transport agissent différemment sur la probabilité de participation et ceci pour une raison évidente: alors que le premier coût diminue la rigueur de sa contrainte temps, le deuxième l'augmente. Cependant, ni l'un ni l'autre ne sont significatifs.

Finalement, pour ce qui est de la discrimination, deux approches ont été utilisées:

La première approche a été d'utiliser une variable muette égale à l'unité, chaque fois que le sujet i perçoit une discrimination quelconque.

La deuxième approche a été de regarder l'influence, sur la probabilité de participation (et sur l'offre de travail), de la différence de salaire (entre homme et femme) pour un travail donné, *ceteris paribus*<sup>(1)</sup>.

Les deux approches ont donné sensiblement le même résultat et ce non seulement pour tous les groupes d'âge mais aussi pour l'échantillon-

---

(1) Charte québécoise des droits et libertés de la personne, ch. 1, article 10, publiée par la Commission des droits de la personne, Québec 1979.



nage dans son ensemble. Cependant, mis à part les moins de 25 ans, les autres femmes mariées ne semblent pas très concernées par ce facteur même si, prises dans leur ensemble, ce même facteur les découragerait significativement. Le fait que les femmes mariées âgées de 25 ans et plus ne soient pas affectées significativement par le facteur discrimination ne veut pas dire que ce facteur ait un effet marginal (et donc négligeable) ou que les femmes ne le perçoivent pas adéquatement ou qu'il n'existe tout simplement pas. Nous demeurons convaincus qu'il existe, qu'il est omniprésent mais qu'il est exercé avec beaucoup plus de subtilité. En effet, l'entrée en vigueur, le 28 juin 1976, de la charte québécoise des droits et libertés de la personne a rendu cette pratique illégale:

«Toute personne a droit à la reconnaissance et, à l'exercice, en pleine égalité, sans exclusion ou préférence fondée sur la race, le sexe, l'orientation sexuelle, l'état civil, la religion, les convictions politiques, la langue, l'origine ethnique ou nationale, la condition sociale ou le fait qu'elle est une personne handicapée ou qu'elle utilise quelque moyen pour pallier son handicap.

Il y a discrimination lorsqu'une telle distinction, exclusion ou préférence a pour effet de détruire ou de compromettre ce droit.»<sup>(1)</sup>

Pour ceux qui hésiteraient à souscrire à nos affirmations sur la discrimination sexuelle, qu'ils nous permettent de rapporter le tableau suivant relatant le nombre de demandes de plaintes (de discrimination sexuelle) logées auprès de la Commission des droits de la personne du

(1) Charte québécoise des droits et libertés de la personne, ch. 1, article 10, publiée par la Commission des droits de la personne, Québec, 1979.

Québec depuis 1978 ainsi que le nombre d'enquêtes instaurées par ladite Commission depuis 1978:

Tableau 26

## Evolution de la discrimination sexuelle auprès des femmes

- Québec 1978-1981 -

Années	Enquêtes	Demandes (plaintes)
1978	294	4937
1979	456	6468
1980	882	9141
1981	541	non disponible

Source: Rapport annuel de la Commission des droits de la personne, Québec, 1978-1981.

Nous pensons que ce tableau se passe de commentaires mais il est quand même étonnant de constater que plus la société avance et se développe, et plus les moeurs se dégradent, à moins de lier cette situation au piètre développement économique. Tout compte fait, on ne peut que comprendre le sentiment d'insécurité des femmes.

Jusqu'à présent, nous nous sommes attardés sur les facteurs qui influencent la probabilité qu'une femme mariée, âgée de moins de 25 ans, participe au marché du travail. Si cette femme travaille, son salaire offert sera influencé, significativement, par le fait qu'elle soit syndiquée. Ce résultat est un peu surprenant car le fait d'être syndiquée engendre pour l'employeur des coûts additionnels (directs et indirects:

augmentation de salaires et de la masse salariale, avantages marginaux, etc...) et des bénéfices additionnels, bénéfices qui découlent des coûts engendrés (en particulier l'amélioration du niveau de vie des travailleuses et par conséquent une amélioration de leur productivité). Il semble donc que les avantages de la syndicalisation l'emportent sur les inconvénients. Tous les autres facteurs sont non-significatifs, même ceux largement acceptés dans la littérature (ex.: âge, degré de scolarité, expérience du marché du travail, etc...).

En ce qui a trait à son offre de travail, nous trouvons trois variables significatives, soit l'effet de revenu et des taxes et le congé de maternité. Les deux premiers facteurs ne posent aucun problème. Ils ont le signe adéquat et sont significatifs à plus de 95%. L'impôt sur le revenu joue toujours son rôle décourageant et altérant (en ce qui a trait à la combinaison optimale travail-loisir). L'effet de revenu, lui, semble l'emporter sur l'effet de substitution. Le congé de maternité payé par l'employeur, par l'assurance-chômage ou par les deux ensemble, a le signe adéquat et est significatif. Ceci, en soi, n'a rien de surprenant ni de nouveau. Ce qui est nouveau, cependant, c'est le fait de prouver empiriquement qu'une fois le besoin de sécurité comblé (car le congé de maternité payé équivaut à une sécurité d'emploi), la motivation de travailler plus semble se transformer en une dé-motivation. En d'autres mots, la jeune mariée québécoise refusera de travailler plus si on lui garantit une sécurité d'emploi. Elle pourrait même travailler moins. Finalement, le biais de sélection porte le signe adéquat en ce qui a trait à la demande de travail alors qu'il porte le mauvais signe dans l'équation d'offre mais il est non

significatif. En ce qui concerne l'impôt sur le revenu, ce groupe de travailleuses tend à sous-estimer son effet puisque  $\rho$ , le facteur de perception est supérieur à 1.

Cependant, cette attitude n'est pas tellement marquée puisque  $\rho$  n'est qu'à  $.13\sigma_\rho$  de l'unité et à  $.6\sigma_\rho$  de 0<sup>(1)</sup>. Il serait donc tout de même erroné d'estimer une équation d'offre de travail pour les femmes mariées québécoises sans tenir compte de l'effet altérant de l'impôt sur le revenu.

Précisons, d'ailleurs, que nos résultats pour cette variable sont conformes aux résultats obtenus par Rosen (1976) et Nakamura (1981). Ils sont comparables à la fois pour ce qui est des valeurs des coefficients et des valeurs des statistiques de signification, par conséquent leur interprétation demeure essentiellement la même. Il apparaît donc que la Québécoise moyenne ne diffère beaucoup ni de la Canadienne moyenne ni de l'Américaine moyenne quant à l'effet altérant de l'impôt sur son comportement.

(1) Ici, on calcule la variance de  $\rho$  comme suit:

$$\text{Var } \rho = JGJ' \quad \text{où } J = \frac{\partial \rho}{\partial \beta_1}, \frac{\partial \rho}{\partial \beta_2} \quad \text{et } G = \begin{Bmatrix} V(\beta_1) & \text{COV}(\beta_1, \beta_2) \\ \text{COV}(\beta_1, \beta_2) & V(\beta_2) \end{Bmatrix}$$

$$\text{dans le cas où } \rho = \frac{\hat{\beta}_2}{\hat{\beta}_1}$$

et bien sûr,  $\sigma^0 = V_{\text{VAR}\rho}$  (Golderberger, Nagar & Odeh (1969)).

### Le groupe d'âge 25 - 34 ans

Ce groupe est de loin le plus important de l'échantillonnage avec 39,3% des observations et 23,3% des travailleuses; 22% de ces femmes ont un niveau de scolarité collégial et très peu ont un diplôme universitaire (environ 10%). La probabilité que l'une d'elles, prise au hasard, travaille ne paraît pas réagir fortement à plusieurs variables. En effet, seule la charge de travail domestique l'empêchera de participer au marché du travail alors que plus le revenu de son mari est élevé, et plus elle aura tendance à participer au travail rémunéré. Si elle participe cependant, les facteurs de sécurité de travail influencent beaucoup sa demande et son offre. Ainsi, elle sera plus demandée si elle travaille pour sa satisfaction personnelle, si elle a un congé de maternité payé ou si elle est syndiquée. Son éducation aussi fait d'elle une employée assez demandée. Cependant, ce sentiment de sécurité l'incitera plutôt à travailler moins d'heures par semaine. D'autre part, alors qu'elle aura tendance à travailler plus d'heures pour compenser le coût du transport et le coût de la garderie, les tâches domestiques produiront l'effet contraire. Elle tend, par ailleurs, elle aussi à sous-estimer l'importance de l'impôt sur le revenu et, tout comme celle qui n'a que moins de 25 ans, son facteur de perception de taxes est à  $.12\sigma_p$  de zéro et  $.03\sigma_p$  de l'unité. On peut donc conclure qu'elle perçoit adéquatement l'impôt sur le revenu mais elle en réduit l'importance. Ce qui est un peu étonnant pour ce groupe d'âge, c'est que la discrimination à leur égard ne semble pas les décourager outre mesure qui plus est, la discrimination a un signe négatif. On comprendrait pourtant mieux le fait qu'une femme travaille plus lorsqu'elle sent

qu'on exerce de la discrimination à son égard, et ce, pour prouver son égalité.

#### Groupe d'âge 35 - 44 ans

Ce groupe, bien que relativement moins important que le précédent (27,5%) semble avoir quelques caractéristiques en commun. Le congé de maternité, tend à faire augmenter la probabilité de participation, ainsi que le revenu du mari d'ailleurs, alors que le travail domestique diminue cette même probabilité. Si elle travaille, cependant, une femme-type de ce groupe sera plutôt moins demandée pour peu que l'on décèle chez elle des préférences à rester à la maison. Son âge commence à être un handicap sérieux puisqu'on sera hésitant à investir pour la former alors qu'il ne lui reste qu'approximativement, au plus, 25 ans sur le marché du travail. Cependant, son expérience acquise tendra à contrecarrer l'effet de son âge, ainsi que son éducation d'ailleurs. Pour ce qui est de son offre de travail, elle tendra à travailler moins si elle est syndiquée et le revenu de son mari n'aura aucun effet sur elle.

Tout comme les deux groupes précédents, elle perçoit bien l'effet altérant des impôts sur le revenu et, chez elle aussi, l'effet de revenu l'emporte sur l'effet de substitution.

#### Groupe d'âge 45 - 54 ans

Ce groupe est quasi-identique, en tout point, au groupe précédent, sauf que pour ce groupe-ci, le travail ménager n'est plus significatif

et ne constitue plus l'empêchement majeur. Ceci est compréhensible en raison de leur âge. D'ailleurs, leur âge commence à peser lourdement dans la balance en ce qui a trait à la demande de leurs services, et ce, même si leur expérience constitue un atout majeur. Quant à leur offre de services, elles tendent à travailler moins si on augmente leurs charges à la maison et elles sous-estiment, relativement plus que les autres groupes, l'effet de l'impôt sur le revenu. Leur degré de perception des taxes est assez loin de zéro ( $.7145\sigma_p$ ) et assez proche de l'unité ( $.2957\sigma_p$ ).

Le dernier groupe d'âge, soit 55 ans et plus, donne des résultats plutôt mitigés. Nous ne voulons pas élaborer sur ces résultats parce que leur signification nous semble être douteuse. En effet, nous ne possédons que 47 observations, ce qui est assez peu pour nous permettre de parler d'asymptoticité.

Par ailleurs, les résultats par groupe d'âge ne semblent pas être à même d'isoler l'effet de risque<sup>(1)</sup>. En effet, nous n'observons aucune évolution des coefficients lorsqu'on décompose les observations selon l'âge: par exemple, la satisfaction personnelle n'est pas plus significative lorsque la femme mariée a 55 ans que lorsqu'elle n'a que 40 ans. Il en va de même pour la discrimination. C'est le cas, du moins lorsqu'on considère la probabilité de participation. Ce que nous venons d'énoncer ne change que très peu lorsque nous considérons l'équation d'offre ou de demande. Il serait peut-être possible d'observer cet effet si on utilisait des données longitudinales.

---

(1) Nous remercions le Pr. C. Montmarquette d'avoir soulevé ce point lors de la défense de cette thèse.

## CHAPITRE VII

### CONCLUSION GÉNÉRALE

#### QUELLE CONCLUSION PEUT-ON TIRER DE CETTE ÉTUDE?

Pour répondre à cette question, il convient de rappeler nos objectifs qui étaient essentiellement les suivants:

- 1° Nous prétendions que les éléments de type psycho-sociologiques ont leur place dans la théorie de l'offre et de demande de travail. Les oublier rendrait les coefficients asymptotiquement biaisés.

Cette hypothèse s'est avérée fondée puisque, même si par groupe d'âge tous les coefficients des variables d'offre psycho-sociologiques ne sont pas significatifs à 95%, il demeure quand même qu'il y a certaines variables qu'on ne peut se permettre d'ignorer et ce, non seulement dans la probabilité de participation, mais aussi dans l'offre et la demande. Pour l'échantillonnage pris dans son ensemble, cependant, notre hypothèse s'est trouvée vérifiée dans toutes les équations.

On peut donc affirmer sans risque de se tromper que les études antérieures qui ont ignoré ces variables ont commis une erreur de spécification en concluant à tort des variables importantes. On pourrait ajouter pour leur défense, cependant, qu'il est fort probable que cet



oubli est dû à la non-disponibilité de données sur ces variables. En effet, notre banque de données est unique en son genre au Canada. Ces facteurs de valorisation de soi au travail ont pourtant été abondamment cités dans la littérature mais sans jamais être vérifiés de façon empirique. H. Albert (1960) en particulier en a fait largement état.

2° Nous avançons aussi, en accord avec le raisonnement de B. Bergmann, que les femmes sont de plus en plus indépendantes et incertaines quant à leur futur conjugal ~~et~~, par conséquent, le revenu du mari n'a pas réellement toute la place qu'on veut lui donner dans l'offre de travail de la femme mariée. Cette hypothèse est pleinement fondée, et pour l'ensemble de l'échantillonnage et dans le cas des subdivisions en groupes d'âge.

3° Finalement, nous prétendions aussi que l'inclusion de toutes ces variables tendrait à réduire le rôle du biais de sélection  $\lambda$ , en tant que panier d'erreurs, dans l'offre et la demande.

Cette idée est vérifiée partiellement. En effet, le biais de sélection est non significatif dans l'équation d'offre de travail, pour l'échantillonnage dans son ensemble et pour chaque groupe d'âge, sauf un. D'autre part, l'introduction de ces variables tend à réduire le rôle joué par le panier d'erreurs. Le fait que  $\lambda$  soit non significatif constitue un problème (i.e.  $\sigma_2 = 0$ ) rencontré aussi par Heckman (1980). Cependant, c'est le degré de signification des variables introduites

dans l'équation qui est responsable de l'amélioration des modèles existants.

Par contre, dans l'équation de demande, le biais de sélection demeure toujours significatif, et ceci pour deux raisons qui nous paraissent fondamentales:

- a) le biais de sélection existe par définition;
- b) il y a quantité d'autres facteurs dont on n'a pas tenu compte dans cette équation parce qu'on ne peut les quantifier ni les extraire facilement lors d'une enquête. Ici, nous pensons particulièrement aux autres attributs qui font qu'une femme est demandée ou non (exemple: son attitude lors de l'entrevue, sa tenue, sa faculté de déplacement (dans le cas des secrétaires exécutives), l'attitude des employeurs envers les femmes, etc...).

Notons aussi que nous avons amélioré non seulement notre degré de compréhension du modèle simple mais aussi le coefficient de variation. En effet, dans notre étude, le coefficient de variation est marginalement plus petit que dans les études précédentes. Ce résultat nous semble tout à fait normal puisque nous avons ajouté des variables que les autres études ont délaissées. Cependant, lorsque notre modèle a été décomposé par groupes d'âge, les résultats du coefficient de variation ont été aussi faibles que ceux obtenus par Nakamura. Notons finalement, au risque de se répéter, que notre  $R^2$  a été amélioré, en ajoutant des variables socio-psychologiques, même dans un modèle non corrigé pour le biais de sélection.

## CONCLUSION GÉNÉRALE

Cette étude a essayé de démontrer que les facteurs qui influencent l'offre et la demande des services d'une femme mariée ainsi que sa probabilité de participation sont d'ordre économique, social et psychologique. Si la science économique est une théorie orientée vers l'étude du comportement humain et l'élaboration de politiques économiques, il ne faudrait pas que les économistes omettent certains éléments essentiels à l'analyse du comportement humain. Si on veut utiliser les résultats des études empiriques pour prévoir l'évolution de l'offre et de la demande, il faut aussi tenir compte de l'évolution socio-psychologique des femmes mariées. Finalement, si on veut utiliser ces résultats pour négocier des conventions collectives, il est grand temps de comprendre que les travailleuses québécoises sont, peut-être, prêtes à sacrifier des avantages monétaires en échange de certains acquis d'ordre psycho-sociologique.

Pour illustrer nos dires, résumons en quelques points les revendications des femmes québécoises quant au marché du travail:

1. Accessibilité égale aux hommes et aux femmes aux programmes de formation professionnelle.
2. Égalité d'accès au travail pour les femmes.
3. Information des conseillers en main-d'oeuvre sur les besoins spécifiques des femmes.
4. Traitement égal aux hommes et aux femmes aux centres de main-d'oeuvre du Canada.

5. Application immédiate par le gouvernement des recommandations du comité sur la non-discrimination dans les avantages sociaux.
6. Désexisation du marché du travail.
7. Représentation équitable des femmes au sein de la fonction publique et para-publique<sup>(1)</sup>.

Ces revendications ne sont pas toutes d'ordre pécuniaire même si quelques-unes ont une incidence monétaire.

Enfin, il ne faudrait pas sous-estimer pour autant l'importance des éléments strictement économiques mais qui ne sont pas très évidents. Ainsi, par exemple, l'explosion de la participation féminine peut être expliquée en partie par le fait que ces femmes, en revenant travailler, veulent profiter du régime des rentes du Québec à leur retraite puisque ce régime s'applique seulement à ceux qui ont participé au marché du travail. En plus, les allocations mensuelles sont fonction des contributions individuelles<sup>(2)</sup>.

Avant de terminer cette étude, une question s'impose: avons-nous amélioré notre degré de compréhension du comportement de la femme mariée sur le marché du travail? Nous pensons que oui.

En effet, maintenant nous savons que les déterminantes du marché du travail des femmes mariées québécoises ne sont pas seulement d'ordre

---

(1) «Pour les Québécoises, égalité et indépendance». Conseil du Statut de la Femme, Québec 1978, ch. 4, pp. 207-270.

(2) Nous voulons remercier le professeur Rodrigue Tremblay de l'Université de Montréal pour des éclaircissements sur ce point.

économique mais aussi d'ordre socio-psychologique. Par ailleurs, nous avons étudié l'effet des coûts, inhérents au travail, sur le comportement des femmes mariées québécoises. Comme le soulignait J. Heckman (1980), n'est-il pas plus utile d'explorer plus en détail les implications des modèles simples avant d'aborder des modèles plus élaborés. Dans notre cas, et à notre connaissance, ceci est fait pour la première fois au Québec.

D'ailleurs, nos résultats sont conformes à la littérature existante. En effet, J. Cogan (1980) a souligné que les coûts du transport au travail, tout en constituant une barrière à l'entrée, découragent le travail et ceci pour deux raisons:

La première raison tient au fait que les coûts de transport diminuent le revenu de travail, augmentent par le fait même le salaire de réserve et peuvent ainsi amener une réévaluation indirecte et à la hausse, de la productivité hors marché.

La deuxième raison, surtout pour les femmes hautement scolarisées, est due à une évaluation assez élevée du temps consacré au transport.

À ces deux raisons, nous pouvons greffer une troisième tout aussi importante: En effet, les coûts du transport ont un effet négatif sur l'offre de travail car ils cachent derrière eux tous les coûts inhérents au travail tels que les coûts d'habillement, nourriture et autres.

Soulignons aussi que le temps alloué au transport compresse la contrainte temps.

En ce qui concerne les coûts de garderie, leur signe positif ne nous inquiète pas puisque le fait de faire garder les enfants, contrairement au temps alloué au transport, relâche considérablement la contrainte temps en laissant à la femme mariée plus de temps pour le travail à l'extérieur.

À ce stade-ci, soulignons que les progrès enregistrés par la société québécoise dans ce domaine peuvent influencer le comportement de la femme mariée. En effet, le gouvernement du Québec, par le biais des subventions des garderies populaires, des garderies sur le lieu du travail de même que la déduction du revenu imposable des frais de garderie, a facilité et encouragé l'accès, au marché du travail, des femmes mariées.

Quant à l'impôt sur le revenu, en conformité avec la théorie classique du travail-loisir et la littérature existante, nous avons trouvé que non seulement les Québécoises perçoivent l'effet de ce fardeau mais aussi y réagissent en altérant leur combinaison optimale travail-loisir. Cependant, dans l'interprétation de ces résultats, nous devons être prudents. En effet, plusieurs effets négatifs sont inobservables. On pense en particulier au développement du marché parallèle communément appelé le travail informel. L'obtention de telles données aurait permis une évaluation plus juste de l'effet altérant de l'impôt sur le revenu, particulièrement élevé au Québec.

Encore une fois, nos variables d'ordre socio-psychologique sont significatives et, par conséquent, leur oubli occasionnait purement et simplement un biais d'omission. Nous avons corrigé cette erreur en

utilisant les mêmes méthodes statistiques.

Enfin, s'il nous fallait répondre à la question<sup>(1)</sup>: À quoi peut servir une telle étude? Nous y voyons deux applications possibles.

Premièrement, si les éléments socio-psychologiques sont si importants, ils peuvent (et doivent) être pris en considération lors des négociations des conventions collectives.

Deuxièmement, dans la formulation de ses politiques économiques, le gouvernement se doit de tenir compte des besoins spécifiques des femmes ainsi que de leurs aspirations afin d'obtenir la meilleure productivité possible. Ce raisonnement vaut aussi, d'ailleurs, pour l'entreprise privée.

D'ailleurs, un examen sommaire des revendications des travailleurs montre que les facteurs socio-psychologiques ont une forte incidence sur la négociation des conventions collectives. Ainsi, en 1983, au Québec, il y a eu quelques 253 grèves et/ou lock-out. De ce nombre, 61% étaient dûs à un litige à incidence monétaire et 39% pour des causes non monétaires.

Cependant, 71,6% des jours-personnes perdues l'étaient à cause des litiges qui n'ont aucune incidence monétaire<sup>(2)</sup>.

---

(1) Cette question nous a été posée par le Pr. C. Montmarquette lors de la défense.

(2) Courchesne, R. et Dompierre, A.: «Grèves et lock-out au Québec en 1983», Le marché du travail, Vol. 5, no 5, mai 1984, p. 54.

Ceci confirme donc l'importance qu'il faut accorder aux éléments socio-psychologiques dans le domaine de la théorie du travail.



## BIBLIOGRAPHIE

AARON, H. et McGuire, M. (1969). «Efficiency and Equity in the Optimal Supply of a Public Good». Review of Economics and Statistics, 1969.

ALBERT, H. (1960). The Neglect of Sociology in Economic Science in H. Albert: «The Sociological Nature of Economics: the Problem of Integration in the Social Sciences». Kyklos, Vol. 13, pp. 1-43.

ALLINGHAM, J.D. (1967). «Women who Work: Part I: the Relative Importance of Age, Education and Marital Status for Participation in the Labour Force». Dominion Bureau of Statistics.

\_\_\_\_\_ et SPENCER, B. (1968). «Women who work: Part II: Married Women in the Labour Force: the Influence of Age, Education, Child Bearing Status and Residence». Ottawa.

ARROW, K. et KURTZ, M. (1969). «Optimal Consumer Allocation Over Infinite Horizon». Journal of Economic Theory, Vol. 1.

ASHENFELTER, O. (1980). «Unemployment as Disequilibrium in a Model of Aggregate Labour Supply». Econometrica, Vol. 48, Number 3, April.

BARZEL, Y. et MCDONALD, J.R. (1973). «Assets, subsistence and the Supply of Labour». The American Economic Review, Vol. 63, September.

BECKER, G. (1964). «Human Capital». New York. National Bureau of Economic Research.

\_\_\_\_\_ (1965). «A Theory of the Allocation of Time». The Economic Journal, September.

\_\_\_\_\_ et GHEZ, G. (1972). «The Allocation of Time and Goods Over the Life-Cycle». NBER 1972, unpublished.

BEN, Porath Y. (1967). «The Production of Human Capital and the Life-Cycle of Earnings». Journal of Political Economy. Vol. 75, no. 4, August.

\_\_\_\_\_ (1973). «Labour Force Participation Rates and the Supply of Labour». Journal of Political Economy. Vol. 81, no. 4, May-June.

BERGMANN, B.R. (1981). «The Economic Risks of Being a Housewife». The American Economic Review. Vol. 71, no. 2, May.

- BOSKIN, H.J. «The Economics of Labour Supply» in «Income Maintenance and Labour Supply». G. Caing et H. Watts (eds). Chicago, Markham Press, chapter 4.
- BOWEN, W.G. et FINÉGAN, T.A. (1969). «The Economics of Labour Force Participation». Princeton, J.J., Princeton University Press, chapters 5, 6, 7.
- BLINDER, A.S. et WEISS, Y. (1976). «Human Capital and Labour Supply: A Synthesis». Journal of Political Economy, Vol. 84, no. 3.
- CAIN, G.G. (1966). «Labour Force Participation of Married Women». Chicago, Chicago University Press.
- \_\_\_\_\_ et al. (1974). «The Labour Supply Response of Married Women, Husband Present». Journal of Human Resources, Vol. 9, no. 2.
- \_\_\_\_\_, NICHOLSON, W., MALLAR, D.C. et WOOLDRIDGE, J. (1974). «The Labour Supply of Married Women, Husband Present». Journal of Human Resources. Vol. IX, no. 2, Spring. Reprinted in the Reprint Series of the Institute for Research on Poverty.
- CARLINER, G., ROBINSON, C. et TOMES, N. (1980). «Females Labour Supply and Fertility in Canada». Canadian Journal of Economics. Vol. 8, no. 1, February.
- CHAMPOUX, J.E. (1978). «Work, Central Life Interest and Self Concept». Pacific Sociological Review.
- \*COGAN, J.F. (1977). «Labour Supply with Time and Money Costs of Participation». R-2044-HEW. The Rand Corporation. California. October.
- \_\_\_\_\_ (1980)(a). «Labour Supply with Costs of Labour Market Entry» in «Female Labour Supply, Theory and Estimation». J.P. Smith (ed) Princeton, N.J., Princeton University Press.
- \_\_\_\_\_ (1980)(b). «Married Women's Labour Supply: a Comparison of Alternative Estimation Procedures» in «Female Labour Supply». J.P. Smith (ed) Princeton, N.J., Princeton University Press, pp. 90-118.
- CONSEIL DU STATUT DE LA FEMME (1978). «Pour les Québécoises: égalité et indépendance». Mémoire présenté à Madame Lise Payette, ex-ministre de la Condition féminine, E.O.Q., Québec.
- COURCHESNE, R. et Dompierre, A. «Grèves et lock-out au Québec en 1983». Le marché du travail, M.T.M.O.Q., Vol. 5, no. 5, mai 1984.
- DAVIS, N.H.W. (1969). «Some Methods of Analysing Cross-Classified Census Data. The Case of Labour Force Participation Rates». Special Labour Force Studies. Catalogue 71-515, Ottawa.

DEATON, A. et MUELLBAUER, J. (1980). «Economics and Consumer Behavior». Cambridge University Press. Cambridge.

DIEWART, W.E. (1974). «Intertemporal Consumer Theory and the Demand for Durables». Econometrica. Vol. 42.

EVANS, W.A. (1972). «On the Theory of the Valuation and Allocation of Time». Scottish Journal of Political Economy. February.

FINNEY, D.J. (1964). «Probit Analysis». Second Edition. Cambridge University Press.

FISHER, G. et McALEER, M. (1979). «Theory of Econometric Evaluation of a System Approach to the Demand for Money: the Canadian Case». Institute for Economic Research. Queen's University, December.

FLEMMING, J.S. (1972). «On the Theory of the Valuation and Allocation of Time: Some Comments». Scottish Journal of Political Economy. Vol. XX, no 1.

FORTIN, Pierre. (1980). «Chômage, inflation et régulation de la conjoncture au Québec». Institut de recherche C.D. Howe, Montréal.

GOLDBERGER, A.S., NAGAR, A.L. et NODEH, H.S. (1961). «The Covariance Matrices of Reduced Form Coefficients and of Forecasts for a Structural Economic Model». Econometrica, 29, pp. 556-573.

GOUVERNEMENT DU QUÉBEC. (1981). «Discours du budget 1981-82» par J. Parizeau, E.O.Q., Québec.

\_\_\_\_\_ (1981). «Nouveau droit de la famille». Pamphlet expliquant la nouvelle législation familiale, E.O.Q., Québec.

GREENBERG, D.J. et KOSTERS, M. (1970). «Income Guarantees and the Working Poor: the Effect of Income Maintenance Programs on the Hours of Work of Male Family Heads». R-579-OE). Rand Corporation. S.M. California.

GRONAU, R. (1973). «The Effect of Children on the Housewife's Value of Time». Journal of Political Economy, Vol. 81, no 2, Part II. March/April.

GUNDERSON, M. (1976). «Work Patterns». in G.C.S. Cook (ed): «Opportunity for Choice». Statistics Canada. Ottawa.

\_\_\_\_\_ (1979). «Decomposition of the Male-Female Earning Differentials: Canada 1970». The Canadian Journal of Economics. Vol. 7, no 3, August.

\_\_\_\_\_ (1980). «Probit and Logit Estimates of Labour Force Participation». Industrial Relations. (1982).

HALEY, J.W. (1973). «Human Capital: the Choice Between Investment and Income». The American Economic Review. Vol. 63.

HALL, R. (1973). «Wages, Income and the Hours of Work in the U.S. Labour Force». In: «Income Maintenance Programs». G. Gain et H. Watts (ed), Chicago, Markham Press, chapter 3.

HAM, J.C. (1977). «Rationing and the Supply of Labour: an Econometric Approach». Industrial Relation Section, Princeton University, Working Paper no 103A, November.

HANCOCK, G. (1980). «Hours and Weeks in the Theory of Labour Supply». In «Female Labour Supply, Theory and Estimation». J.P. Smith (ed). P.U. Press, chapter 3.

\_\_\_\_\_ (1980). «A Multivariate Model of Labour Supply: Methodology and Estimation». In «Female Labour Supply, Theory and Estimation». J.P. Smith (ed). P.U. Press, chapter 6.

HARBERGER, A. (1972). «Project Evaluation». Collected Papers. Chapter 3, Chicago, Markham.

HAUSMAN, J.A. (1980). «The Effect of Wages, Taxes, and Fixed Costs on Women's Labor Force Participation». Journal of Public Economics, Vol. 14, pp. 161-194.

HECKMAN, J. (1974). «Effects of Child Care Programs on Women's Work Effort». Journal of Political Economy. Vol. 82, no 2, Part II. March/April.

\_\_\_\_\_ (1974). «Shadow Prices, Market Wages and Labour Supply». Econometrica. Vol. 42, no 4, July.

\_\_\_\_\_ (1974). «Estimate on Human Capital Production Functions Embedded in a Life-Cycle Model of Labour Supply». NBER, unpublished.

\_\_\_\_\_ (1974). «Life-Cycle Consumption and Labour Supply: an Explanation of the Relationship Between Income and Consumption over the Life-Cycle». The American Economic Review. Vol. 64, no 1, March.

\_\_\_\_\_ (1976). «The Common Structure of Statistical Models of Truncation, Sample Selection and Limited Dependent Variables and a Simple Estimator for Such Model». The Annals of Economic and Social Measurement. December.

\_\_\_\_\_ (1980). «Sample Selection Bias as a Specification Error». In «Female Labour Supply: Theory and Estimation». J.P. Smith (ed). P.U. Press.

\_\_\_\_\_ et McCURDY, T. (1978). «A Dynamic Model of Female Labour Supply». Review of Economic Studies, November.

- HICHS, J.R. (1946). «Value and Capital: An Inquiry into Some Fundamental Principles of Economic Theory». 2nd ed., Oxford, Clarendon Press.
- HOLMES, R. (1976). «Male-Female Earnings Differentials in Canada». Journal of Human Resources. Vol. 11.
- HUNTER, L.C. (1963). «Cyclical Variation in the Labour Supply: the British Experience, 1951-1960». Oxford Economic Papers, New Series, July.
- JEPHCOTT, P., SEEAR, N. et SMITH, J. (1962). «Married Women Working». George Allen Irwing (ed).
- JOHNSON, N. et KOTZ, S. (1972). «Distribution in Statistics: Continuous Multivariate Distributions». New York, Wiley.
- KAPLAN, A. (1964) «The Conduct of Inquiry». San Francisco, Chandler Publishing Company.
- KIM, CHI TRAN VAN. (1980). «Étude sur les caractéristiques des travailleuses québécoises». Gouvernement du Québec, Ministère du Travail et de la Main-d'oeuvre, février.
- KMENTA, J. (1971). «Elements of Econometrics». McMillan & Co.
- KNIESNER, J.T. (1976). «An Indirect Test of Complementarity in a Family Labour Supply Model» Econometrica.
- KOSTERS, M. (1966). «Income and Substitution Effects in a Family Labour Supply Model», p. 3339. Rand Corporation. S.M. California, December.
- KUCH, P. et HAESSEL, W. (1979). «An Analysis of Earnings in Canada». Statistics Canada 1979. Catalogue no 99-758E.
- LEIBOWITZ, A. (1974). «Home Investment in Children». Journal of Political Economy, Vol. 82, no 2, Part II, March/April.
- LEWIS, H.G. (1969). Interes del empleader en las horas de Trabajo del Empleado». Cuadernos de Economica. Vol. 18.
- LONG, C.D. (1948). «The Labour Force and Economic Changes». In «Insights into Labour Issues», R.A. Lester and J. Shistas (ed), Mc Millan Co., New York.
- MANSOUR, T. «La négligence des éléments socio-psychologiques dans la théorie de l'offre de travail: le cas des femmes mariées québécoises», L'Actualité économique, Vol. 59, no 1, mars 1983.
- MARGLIN, S.A. (1976). «Value and Price in the Labour-Surplus Economy». Oxford, Clarendon Press.

NAKAMURA, M., NAKAMURA et CULLEN, D. (1979). «Job Opportunities, the Offered Wage, and the Labour Supply of Married Women». The American Economic Review, Vol. 69, no 5, December.

\_\_\_\_\_, GRANT, D. et ORCUTT, H. (1979). «Employment and Earnings of Married Females». Statistics Canada, Catalogue no 96-760F, December.

\_\_\_\_\_, (1981). «A Comparison of the Labour Force Behavior of Married Women in the U.S. and Canada with Special Attention to the Impact of Income Tax». Econometrica, Vol. 49, no 2, March.

NIEMI, T.B. et LLOYD, C. (1981). «Female Labour, Supply in the Context of Inflation». The American Economic Review, Vol. 71, no 2, May.

OI, W.Y. (1962). «Labor as a Quasi-Fixed Factor». J.P.E., décembre.

O'NEILL, A.J. (1981). «A Times-Series Analysis of Women's Labour Force Participation». The American Economic Review. Vol. 71, no 2, May.

OSTRY, S. (1968). «The Female Worker in Canada». 1961 Census Monograph. Queen's Printer, Ottawa.

PHILIPS, L. (1978). «The Demand for Leisure and Money». Econometrica. Vol. 46, no 5.

ROBB, R. (1978). «Earnings Differentials Between Males and Females in Ontario». 1971 Census. Canadian Journal of Economics, Vol. 6, no 2, May/June.

ROBINSON, C. and TOMES, N. «More on the Labour Supply of Canadian Women». C.J.E., Vol. XVIII, no 1, February 1985.

ROSEN, H. (1974). «Taxes in a Labour Supply Model with Joint Wage-Hours Determination». Econometrica. Vol. 44, no 3, May.

\_\_\_\_\_, (1976). «Tax Illusion and the Labour Supply of Married Women». The Review of Economics and Statistics.

SAMUELSON, P.A. (1977). «Les économistes ne sont plus ce qu'ils étaient». Le nouvel économiste, 31 octobre.

\_\_\_\_\_, (1947). «Foundations of Economic Analysis». Cambridge, Massachusetts, H.U.P.

SCHULTZ, P.T. (1980). «Estimating Labour Supply Functions for Married Women», in «Femal Labour Supply Theory and Estimation». J.P. Smith (ed). P.U. Press.

SKOULAS, N. (1974). «Determinants of the Participation Rate of Married Women in the Canadian Labour Force: an Econometric Analysis». Statistics Canada, Catalogue no 71-522.

SMITH, J.P. (1980). «Female Supply, Theory and Estimation». Princeton, N.J., P.U. Press, chapter 4.

SPENCER, B.G. et FEATHERSTONE, D.C. (1970). «Married Female Labour Force Participation». Dominion Bureau of Statistics Special Labour Forces Studies, catalogue no 71-516, occasional, Ottawa.

STATISTIQUES CANADA (1974). «Diminution de l'écart entre les taux de chômage féminins et masculins au Canada», par N.K. Tandon, catalogue no 72-207F, annuel.

STELCNER, M. (1981). «A Preliminary Analysis of the Labour Force Behavior of Married Women in Quebec». Paper prepared for presentation at the second Latin American Regional Meeting of the Econometric Society, Rio de Janeiro, Brazil, July.

TELLA, A (1965). «Labour Force Sensitivity to Employment by Age, Sex». Industrial Relations, February.

THEIL, H. (1971). Principles of Econometrics, New York, Wiley.

THUROW, L.C. (1969). «The Optimum Lifetime Distribution of Consumption Expenditures». The American Economic Review, June.

TOBIN, J. (1955). «The Application of Multivariate Probit Analysis to Economic Survey Data». Cowles Foundation Discussion Paper no 1, December.

\_\_\_\_\_ (1958). «Estimation of Relationships for Limited Dependent Variables». Vol. 26, no 1, January.

TRAVAIL CANADA (1976). «Les femmes dans la population active, faits et données». Partie I. Enquête sur la main-d'oeuvre. Ottawa.

WALL STREET JOURNAL (1973). March 7.

WATTS, H.W. et al. (1974). «The Labour Supply Response of Husbands». Journal of Human Resources. Vol. IX, no 2, Spring. Reprinted in the Reprint Series of the Institute for Research on Poverty.